

ASSIMETRIAS NA TRANSMISSÃO DOS PREÇOS DOS COMBUSTÍVEIS: O CASO DO ÓLEO DIESEL NO BRASIL*

Mauricio Canêdo-Pinheiro**

Resumo

Existe farta evidência internacional de que existe assimetria na transmissão de choques positivos e negativos de custos para os preços no varejo, em particular no que se refere aos combustíveis. A literatura a este respeito com dados brasileiros é bastante escassa e, nesse sentido, o objetivo deste artigo é suprir esta lacuna e investigar a assimetria na transmissão do preço do óleo diesel no atacado (refinarias e distribuidores) para os consumidores finais. Os resultados apontam que de fato há assimetria e que ela se manifesta no curto e no longo prazo. Enquanto os aumentos nos preços no atacado são repassados quase que totalmente no mesmo mês do choque, as reduções são repassadas de modo bem mais lento. Para um aumento de 1% no preço nas refinarias ou distribuidores, o impacto contemporâneo no varejo é de 0,922% em caso de choques positivos e 0,365% em caso de choques negativos. Somente a partir do 13º mês a diferença entre o impacto acumulado de choques positivos e negativos passa a ser significativamente nula do ponto de vista estatístico.

Palavras-Chave: Assimetria, Correção de Erros, Cointegração, Preços do Óleo Diesel.

Classificação JEL: C22, D40, Q40.

Área Anpec: Área 7 - Microeconomia, Métodos Quantitativos e Finanças.

Abstract

There is plenty of international evidence that asymmetry in the transmission of positive and negative cost shocks to retail prices, particularly in relation to gasoline. The literature on this issue with Brazilian data is very scarce and the objective of this paper is to fill this gap and investigate the asymmetry in price transmission of wholesale diesel (refineries and distributors) to final consumers. The results show that there is indeed asymmetric and that it manifests in the short and long term. While increases in wholesale prices are passed on almost entirely in the same month of the shock, the reductions are passed on so much slower. For a 1% increase on the refineries or distributors prices the contemporary impact on retail is 0.922% in case of positive shocks, and 0.365% in case of negative shocks. Only after thirteen months the difference between the cumulative impact of positive and negative shocks becomes not significant in a statistical sense.

Keywords: *Asymmetry, Error Correction, Cointegration, Diesel Prices.*

JEL Classification: *C22, D40, Q40.*

Anpec Area: *Area 7 - Microeconomics, Quantitative Methods and Finance.*

* O autor agradece a Salomão Quadros e André Braz pelos esclarecimentos sobre a metodologia de cálculo dos índices de preços usados no artigo. Erros remanescentes são de inteira responsabilidade do autor. As opiniões expressas não refletem a posição do IBRE ou da FGV.

** Pesquisador do IBRE/FGV – Centro de Economia e Petróleo. Endereço para contato: Rua Barão de Itambi 60, sala 801, Rio de Janeiro – RJ. CEP: 22231-000. E-mail: mauricio.pinheiro@fgv.br.

ASSIMETRIAS NA TRANSMISSÃO DOS PREÇOS DOS COMBUSTÍVEIS: O CASO DO ÓLEO DIESEL NO BRASIL

1. Introdução

Já faz parte do imaginário popular o comportamento assimétrico dos agentes econômicos no repasse de choques nos preços dos insumos para o consumidor final. No entanto, além das evidências anedóticas a esse respeito também existe uma ampla literatura que descreve e analisa o comportamento assimétrico dos preços em resposta a alterações nos custos [para referências ver Meyer & Von Cramon-Taubadel (2004) e Frey & Manera (2007)].

Interesse particular tem sido devotado ao comportamento dos preços dos combustíveis [Boreinstein, Cameron & Gilbert (1997) e Bachmeier & Griffin (2003), por exemplo]. A esse respeito, as evidências de assimetria são ambíguas, dependendo do tipo de assimetria investigada, a periodicidade dos dados e da técnica econométrica empregada [Frey & Manera (2007)]. No entanto, a literatura com dados brasileiros é bastante escassa, exceção feita a Uchôa (2007), que investigou a presença de assimetria na transmissão dos preços internacionais do petróleo para os preços da gasolina no varejo.¹ Nesse sentido, o objetivo deste artigo é investigar se no Brasil há assimetria no mecanismo de transmissão dos preços do óleo diesel no atacado para os preços do mesmo combustível no varejo.

O estudo da assimetria na transmissão dos preços tem implicações para a condução da política monetária, na medida em que se relaciona com a transmissão dos custos (preços no atacado, inclusive) para os preços no varejo, estes últimos objetos da política de metas inflação. No caso específico dos combustíveis, o estudo da assimetria nos preços também pode ajudar na calibragem da política de tributação destes produtos, que estão sujeitos à incidência da *Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico (CIDE)*. Como é usual que o governo ajuste o valor da *CIDE* para suavizar variações nos preços no atacado, seria importante entender se existe assimetria com relação a aumentos e reduções destes preços. Ademais, atualmente ao óleo diesel de petróleo mistura-se 5% de biodiesel e existe uma perspectiva de aumento desse percentual. O biodiesel é relativamente mais caro do que o óleo diesel produzido a partir do petróleo, portanto espera-se que o preço do produto ao consumidor final aumente. O

¹ Para um estudo sobre assimetria na transmissão dos preços com dados brasileiros de produtos agrícolas ver Balcombe, Bailey & Brooks (2007).

entendimento dos mecanismos de transmissão dos preços do atacado para o varejo é uma ferramenta importante para medir os impactos dessa política.

Além desta introdução este artigo conta com quatro seções adicionais. A seção 2 descreve o modelo de correção de erros que serve de base para a explicar o mecanismo de transmissão dos preços do diesel, bem como define precisamente os conceitos de assimetria a serem empregados ao longo do artigo. A seção 3 descreve brevemente os as séries de preços utilizadas, calculadas pela *Fundação Getúlio Vargas (FGV)*, e a seção 4 apresenta e interpreta os resultados encontrados. Segue-se uma seção com breves considerações finais.

2. Como Medir a Assimetria na Transmissão dos Preços?

Não existe uma definição única de assimetria quando o tema é o repasse de choques nos preços dos insumos para os demais elos da cadeia produtiva. O interesse deste artigo é o mecanismo de transmissão dos preços do óleo diesel no atacado (distribuidores) para os preços no varejo (postos de combustíveis) no Brasil. Sendo assim, como ambas as variáveis de interesse são $I(1)$ e cointegradas (ver seção 3), uma maneira conveniente de modelar a relação entre ambas é por meio de um mecanismo de correção de erros [Meyer & Von Cramon-Taubadel (2004), Frey & Manera (2007)]:

$$\Delta p_t = \alpha + \sum_{j=0}^{J^+} \beta_j^+ \Delta P_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^{J^-} \beta_j^- \Delta P_{t-j}^- + \sum_{k=1}^{K^+} \gamma_k^+ \Delta p_{t-k}^+ + \sum_{k=1}^{K^-} \gamma_k^- \Delta p_{t-k}^- + \theta^+ \mu_{t-1}^+ + \theta^- \mu_{t-1}^- + \varepsilon_t, \quad (1)$$

em que o subscrito t representa respectivamente tempo, p_t denota o logaritmo do preço da gasolina no varejo (postos de combustíveis), P_t o logaritmo do preço cobrado no atacado (distribuidores), Δ indica variação, $\Delta p_t^+ = \max\{\Delta p_t, 0\}$, $\Delta p_t^- = \min\{\Delta p_t, 0\}$, $\Delta P_t^+ = \max\{\Delta P_t, 0\}$, $\Delta P_t^- = \min\{\Delta P_t, 0\}$, $\mu_t = p_t - \delta - \lambda P_t$ é o desvio da relação de longo prazo entre as variáveis de interesse, $\mu_t^+ = \max\{\mu_t, 0\}$, $\mu_t^- = \min\{\mu_t, 0\}$ e ε_t é o erro aleatório.

Em (1), os quatro primeiro somatórios se referem à dinâmica de curto prazo dos preços. Por sua vez, $\theta^+ \mu_{t-1}^+ + \theta^- \mu_{t-1}^-$ se refere ao termo de correção de erros, ou seja, à relação de equilíbrio de longo prazo. Como as variáveis de interesse são $I(1)$, δ e λ podem ser estimados por mínimos quadrados ordinários e usados como parâmetros conhecidos na estimação de (1) [Engle & Granger 1987)]. Em outras palavras, na

estimação de (1) pode-se substituir μ_t desconhecido por sua contrapartida estimada e conhecida $\hat{\mu}_t = p_t - \hat{\delta} - \hat{\lambda}P_t$, em que o acento circunflexo indica parâmetros estimados.

É possível definir pelo menos cinco tipos de assimetria [Frey & Manera (2007)]:

- (i) assimetria do impacto contemporâneo (*AIC*), se $\beta_0^+ \neq \beta_0^-$;
- (ii) assimetria devida ao efeito das defasagens (*AED*), se $\beta_j^+ \neq \beta_j^-$ para algum $j \in [0, \max(J^+, J^-)]$. Note-se que $J^+ \neq J^-$ implica *AED*, mas não o contrário;
- (iii) assimetria do impacto acumulado (*AIA*) até a defasagem $t - J$, se $\sum_{j=J}^{J^+} \beta_j^+ \neq \sum_{j=J}^{J^-} \beta_j^-$, em que $J \in [0, \min(J^+, J^-)]$;
- (iv) assimetria no tempo de reação (*ATR*), se o tempo necessário para ajuste de volta ao equilíbrio é diferente para choques positivos e negativos em P_t . Ressalte-se que não se trata somente de um teste para verificar se $J^+ \neq J^-$, pois envolve o cálculo das funções de ajuste cumulativo, que dependem potencialmente de todas as variáveis do modelo;
- (v) assimetria na trajetória de ajuste para o equilíbrio (*ATAE*), se $\theta^+ \neq \theta^-$, ou seja, se a velocidade de convergência depende de o preço no varejo estar acima ($\mu_{t-1} \geq 0$) ou abaixo ($\mu_{t-1} < 0$) do equilíbrio de longo prazo.

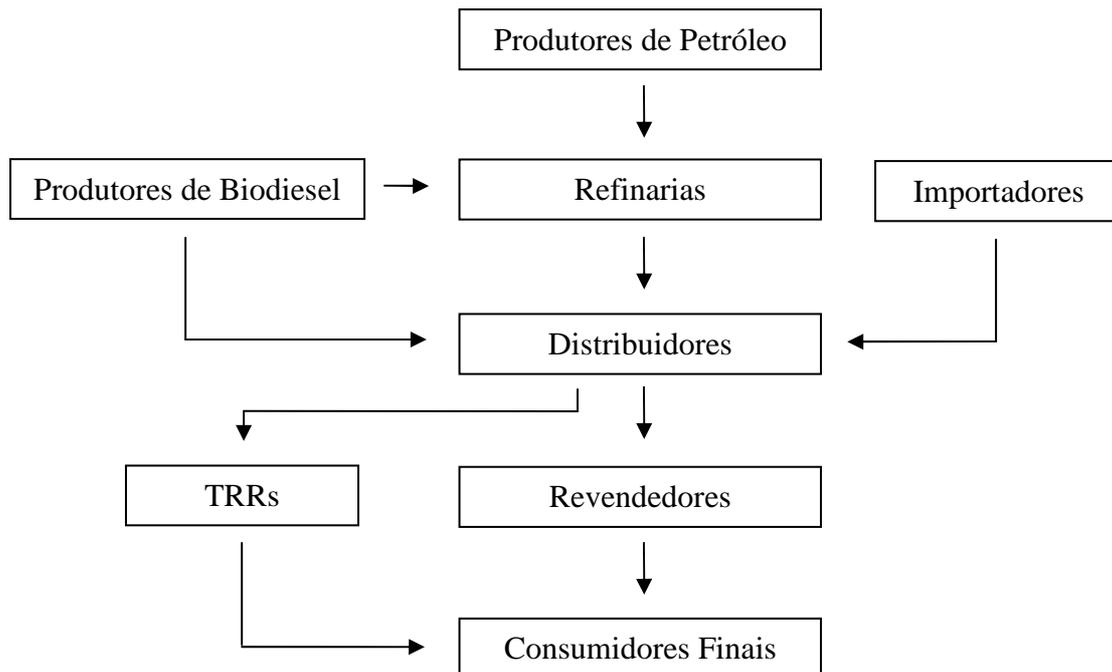
Note-se que *AIC* e *AED* são assimetrias de curto prazo, pois comparam os impactos dos choques de P_t em p_t para um determinado momento, enquanto as demais assimetrias se referem ao longo prazo.

Outra questão importante sobre a assimetria na transmissão de choques é o ponto da cadeia produtiva objeto de análise. No caso do óleo diesel no Brasil, os quatro elos mais importantes da cadeia produtiva são: (i) os produtores de petróleo; (ii) as refinarias que produzirem óleo diesel a partir do petróleo; (iii) distribuidores, que compram o óleo diesel das refinarias e misturam com biodiesel; (iv) revendedores (postos de combustível), que vendem o diesel ao consumidor final.² Também existe a figura do transportador-revendedor-retalhista (*TRR*), que compra óleo diesel dos distribuidores e revende para grandes consumidores.

² A mistura do biodiesel também pode ser feita pela refinaria.

A Figura 1 apresenta de forma simplificada os elos dessa cadeia produtiva. Em Uchôa (2007) o interesse é o mecanismo de transmissão do preço internacional do petróleo para o preço cobrado dos consumidores finais pelos revendedores. O objeto deste estudo é a transmissão (possivelmente assimétrica) de choques nos preços do óleo diesel no atacado (distribuidores ou refinarias) para os preços cobrados dos consumidores finais pelos postos de combustível.

Figura 1: Cadeia Produtiva do Óleo Diesel no Brasil

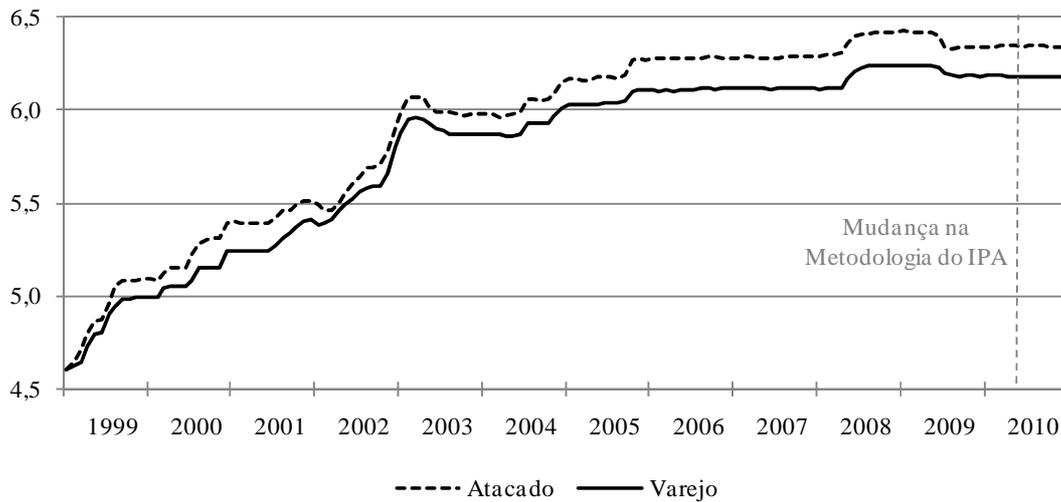


3. Descrição dos Dados

Para estimar o modelo descrito em (1) serão utilizados dois índices de preços calculados pela FGV. Para o preço do óleo diesel no atacado (P_t) adotou-se o *IPA – Óleo Diesel* (código 23204) e para o mesmo preço no varejo (p_t) foi usado o *IPC – Óleo Diesel* (código 620507). O período analisado começa em janeiro de 1999, data em que a série dos preços do óleo diesel ao consumidor começou a ser disponibilizada pela FGV, e termina em março de 2010, mês imediatamente anterior às mudanças metodológicas no *IPA – Óleo Diesel*. Tais mudanças foram realizadas na esteira da transformação do *IPA* da FGV em um índice de preços ao produtor. Basicamente, os preços passaram a ser pesquisados exclusivamente nas refinarias (e não também nos distribuidores, com antes), passaram a se referir ao óleo diesel antes da mistura do biodiesel e deixaram de incluir tributos. Por esse motivo, optou-se por limitar a amostra

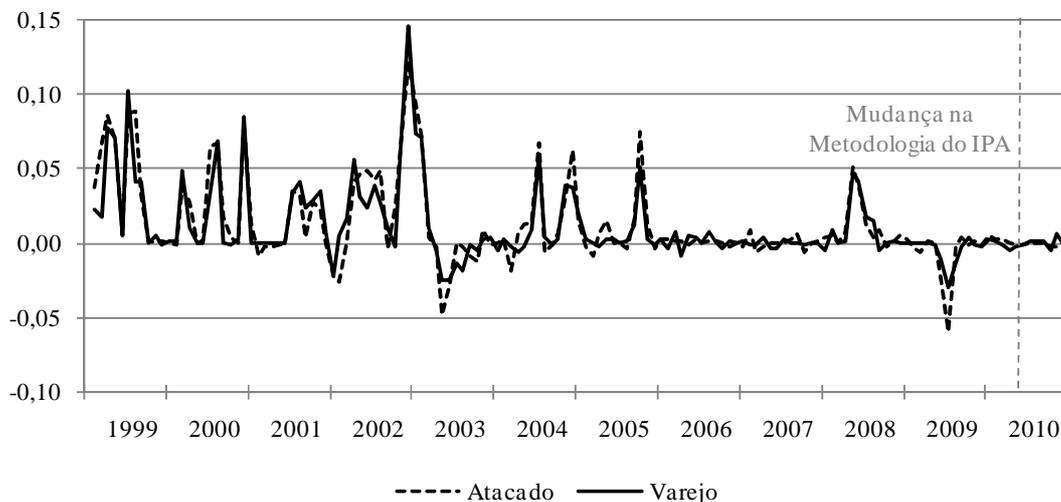
A Figura 2 ilustra a evolução das duas séries (em logaritmo). Nota-se clara tendência de aumento de ambos os preços até o início de 2003, ponto a partir do qual se observa certa estabilidade. Percebe-se também que os preços no varejo e no atacado evoluem de forma similar. Aparentemente quase todo o ajuste nos preços no atacado é repassado aos preços no varejo.

Figura 2: Logaritmo do Nível dos Preços do Diesel no Atacado (P_t) e no Varejo (p_t)



Por sua vez, a Figura 3 apresenta a evolução das mesmas séries em primeira diferença. Obviamente, as maiores variações são observadas no período inicial, até os primeiros meses de 2003. Chama atenção o fato de que variações positivas são mais comuns do que variações negativas. Ademais, confirma-se a percepção de que os choques nos preços no atacado são transferidos quase que integralmente aos preços no varejo.

Figura 3: Variação do Logaritmo dos Preços do Diesel no Atacado (ΔP_t) e no Varejo (Δp_t)



Os resultados dos testes de raiz unitária da Tabela 1 indicam fortemente que $P_t \sim I(1)$ e $p_t \sim I(1)$. Além disso, os testes convencionais de cointegração apontam que os preços do diesel no atacado e no varejo não são cointegrados (ver Tabela 2).

Tabela 1: Testes de Raiz Unitária para as Séries de Interesse

	P_t	ΔP_t	p_t	Δp_t
Augmented Dickey-Fuller	-2,270 (0,447) [1]	-6,113 (0,000) [0]	-1,880 (0,660) [1]	-6,937 (0,000) [0]
Phillips-Perron	-2,188 (0,492) [4]	-5,919 (0,000) [4]	-1,729 (0,733) [4]	-6,935 (0,000) [2]

Para ambos os testes a hipótese nula é a de presença de raiz unitária. Para as séries em nível foram incluídas constante e tendência, para as primeiras diferenças apenas a constante. Entre parênteses o p -valor e entre colchetes o número de defasagens incluídas (para o *Augmented Dickey-Fuller*) ou o tamanho janela escolhida (para o *Phillips-Perron*). O número de defasagens foi escolhido pela minimização do critério de informação de Schwarz e a janela pelo critério de Newey-West.

Tabela 2: Testes de Cointegração entre P_t e p_t

	$H_0: r = 0$	$H_0: r \leq 1$
Engle-Granger (Estatística τ)	-3,157 (0,084)	-
Engle-Granger (Estatística z)	-15,524 (0,123)	-
Johansen (Traço)	13,704 (0,682)	3,455 (0,819)
Johansen (Máximo Autovalor)	10,249 (0,592)	3,455 (0,819)
Cook-Vougas	-6,418 (0,000)	-

Para os testes de *Engle-Granger* e *Cook-Vougas* a hipótese nula é de ausência de cointegração. No teste de *Johansen* testa-se a hipótese nula de nenhuma relação de cointegração ($r = 0$) e de até um vetor de cointegração ($r = 1$). O teste de *Cook-Vougas* é robusto à presença de quebras estruturais nas séries.

No entanto, é sabido que a presença de quebras estruturais nas séries pode viesar os testes de cointegração [ver Maddala & Kim (1998) para referências]. A esse respeito, Cook & Vougas (2007) mostram que o teste de cointegração proposto em Cook & Vougas (2008) é robusto à presença de quebras estruturais nas séries. A aplicação desse teste nas variáveis de interesse indica que de fato há cointegração entre elas (ver Tabela 2). Na verdade, esse resultado era esperado e mostra-se bastante intuitivo. Se não houvesse cointegração, as diferenças na transmissão dos preços entre choques positivos e negativos seriam permanentes e os preços no varejo e no atacado

poderiam se afastar indefinidamente [Meyer & Von Cramon-Taubadel (2004)]. Sendo assim, é possível a estimação do mecanismo de transmissão dos preços como um modelo de correção de erros, como definido em (1).

Por fim, ressalte-se que há evidências de que o preço do diesel no atacado causa, no sentido de Granger, o preço no varejo, mas não o contrário (ver Tabela 3).

Tabela 3: Testes de Causalidade de Granger

Defasagens	$H_0: \Delta P_t$ não Granger-Causa Δp_t	$H_0: \Delta p_t$ não Granger-Causa ΔP_t
1	11,399 (0,001)	0,262 (0,610)
2	5,856 (0,004)	0,273 (0,762)
3	2,316 (0,079)	0,697 (0,556)
4	2,233 (0,069)	0,559 (0,693)

4. Resultados

A Tabela 4 apresenta os resultados para quatro diferentes versões do modelo explicitado em (1). O ajuste foi satisfatório ($R^2 > 0,85$) e as variáveis mais importantes se mostraram significativas e apresentaram o sinal esperado. Conforme salientado, as estimativas de δ e λ foram usadas como parâmetros conhecidos na estimação de (1). A esse respeito, note-se que o vetor de cointegração estimado indica que no longo prazo quase 100% dos choques no preço do óleo diesel no atacado são transferidos para o varejo ($\lambda = 0,943$). Tal resultado confirma as evidências preliminares apresentadas na seção 3 (ver Figura 2).

Saliente-se também que o número de defasagens das variáveis explicativas foi escolhido de modo a minimizar o critério de informação de Schwarz. Nesse sentido, além do número de defasagens, a diferença entre as especificações (A) e (B) é basicamente à inclusão (ou não) de parâmetros de ajuste de longo prazo (θ) diferentes para quando o preço no varejo se encontra acima (θ^+) ou abaixo (θ^-) do equilíbrio. As especificações (C) e (D) retomam as especificações (A) e (B) com a inclusão de variáveis *dummies* sazonais para cada mês do ano (a referência é o mês de janeiro). Os testes de especificação também indicam que os erros não apresentam autocorrelação serial é que se comportam como um ruído branco.

Tabela 4: Parâmetros Estimados do Modelo Descrito em (1)

	(A)	(B)	(C)	(D)
α	0,000 (0,002)	-0,001 (0,001)	-0,003 (0,003)	-0,004 (0,003)
β_0^+	0,954* (0,057)	0,922* (0,063)	0,961* (0,050)	0,918* (0,060)
β_0^-	0,381* (0,000)	0,365* (0,063)	0,377* (0,059)	0,353* (0,068)
γ_1^+	-0,070 (0,064)	-0,025 (0,060)	-0,065 (0,064)	-0,013 (0,056)
γ_1^-	0,062 (0,149)	0,106 (0,157)	0,005 (0,158)	0,093 (0,156)
γ_2^+	0,077 (0,050)	-	0,081 (0,053)	-
γ_2^-	-	-	-	-
θ^+	-0,175** (0,083)	-	-0,172** (0,076)	-
θ^-	-0,015 (0,052)	-	-0,018 (0,061)	-
θ	-	-0,114* (0,042)	-	-0,111* (0,041)
δ	0,201* (0,054)	0,201* (0,054)	0,201* (0,054)	0,201* (0,054)
λ	0,943* (0,009)	0,943* (0,009)	0,943* (0,009)	0,943* (0,009)
<i>Dummies Sazonais</i>	Não	Não	Sim	Sim
Significância das <i>Dummies Sazonais</i>	-	-	1,558 [0,121]	0,756 [0,683]
$\beta_0^+ = \beta_0^-$	6,204 [0,000]	5,687 [0,000]	7,039 [0,000]	5,896 [0,001]
$\theta^+ = \theta^-$	-1,356 [0,178]	-	-1,312 [0,192]	-
Teste LM de Correlação Serial	0,483 [0,612]	0,661 [0,518]	0,571 [0,567]	0,906 [0,407]
R^2	0,880	0,859	0,892	0,866
<i>Número de Observações</i>	132	133	132	133

Os símbolos *, ** e *** indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Entre parênteses os desvios-padrão das estimativas, calculados a partir de matriz de covariância robusta à heterocedasticidade e correlação serial [Newey & West (1987)]. Entre colchetes os *p*-valores. O número de defasagens das variáveis explicativas foi escolhido de modo a minimizar o critério de informação de Schwarz. As estimativas das *dummies* sazonais foram omitidas por conveniência. O teste de correlação serial é um teste LM cuja hipótese nula é de ausência de autocorrelação até o *i*-ésimo defasagem. Os valores reportados são para *i* = 2, mas os resultados são robustos ao uso de outras defasagens. As estatísticas *Q* (não reportadas para economizar espaço) indicam que os erros são ruídos brancos.

Os resultados são semelhantes para todas as especificações. Nota-se que não é possível aceitar a hipótese nula de que os parâmetros θ^+ e θ^- são iguais e de que as *dummies* sazonais são conjuntamente significativas. Desse modo, optou-se por analisar com mais detalhes os resultados da especificação (B). Aliás, como $\theta^+ \neq \theta^-$ não se confirma a existência de *ATAE*.

Percebe-se que o ajuste contemporâneo de choques positivos nos preços do óleo diesel no atacado é maior do que quando o choque é negativo. Basicamente, quando o choque é positivo o ajuste é praticamente instantâneo ($\beta_0^+ = 0,922$) enquanto o mesmo não corre em caso de choques negativos ($\beta_0^- = 0,365$). O teste de significância confirma este resultado, indicando que não é possível aceitar a hipótese nula de que $\beta_0^+ = \beta_0^-$. Em outras palavras, confirma-se a existência de *AIC*. Ademais, como o preço no atacado somente entra como variável explicativa de forma contemporânea ($J^+ = J^- = 0$), automaticamente confirma-se a ocorrência de *AED* e *AIA*.

Finalmente, com relação à *ATR*, convém construir a função de ajuste cumulativo a partir de (1). Supondo-se $\theta^+ = \theta^-$, o que é mais adequado dada a escolha da especificação (B), não é difícil mostrar que, após um choque positivo de 1% no preço do óleo diesel no atacado, o impacto acumulado no preço do combustível no varejo após t períodos (B_t^+) é definido por [Boreinstein, Cameron & Gilbert (1997)]:

$$\begin{aligned}
B_0^+ &= \beta_0^+, \\
B_1^+ &= B_0^+ + \beta_1^+ + \theta(B_0^+ - \lambda) + \gamma_1^+ \max(0, B_0^+) + \gamma_1^- \min(0, B_0^+), \\
B_2^+ &= B_1^+ + \beta_2^+ + \theta(B_1^+ - \lambda) + \gamma_1^+ \max(0, B_1^+ - B_0^+) + \gamma_1^- \min(0, B_1^+ - B_0^+) \\
&\quad + \gamma_2^+ \max(0, B_0^+) + \gamma_2^- \min(0, B_0^+), \\
&\quad \vdots \\
B_t^+ &= B_{t-1}^+ + \beta_t^+ + \theta(B_{t-1}^+ - \lambda) + \sum_{i=1}^{t-1} [\gamma_{t-i}^+ \max(0, B_{t-i}^+ - B_{t-i-1}^+) + \gamma_{t-i}^- \min(0, B_{t-i}^+ - B_{t-i-1}^+)] \\
&\quad + \gamma_t^+ \max(0, B_0^+) + \gamma_t^- \min(0, B_0^+).
\end{aligned} \tag{2}$$

Ou seja, o impacto acumulado após t períodos é a soma: (i) do impacto acumulado até o período anterior (B_{t-1}^+); (ii) do impacto contemporâneo do preço no atacado no mês t (β_t^+); (iii) do efeito de se estar fora do equilíbrio de longo prazo, associado ao termo de correção de erros [$\theta(B_{t-1}^+ - \lambda)$]; (iv) dos efeitos das mudanças

passadas no preço do varejo (restante da expressão). A função de ajuste cumulativo para choques negativos é análoga.

A Figura 4 apresenta o impacto acumulado após choques positivos e negativos de 1% no preço do óleo diesel no atacado. Mais uma vez, nota-se que o ajuste após uma variação positiva no preço no atacado é bastante rápido e está praticamente completo ainda no mês do choque.

No entanto, o ajuste em resposta a choques negativos é bem mais lento. No mês do choque o impacto acumulado é de 0,922% em caso de choque positivo e 0,365% em caso de choque negativo. No mês seguinte o impacto acumulado é de 0,901% e 0,421%, respectivamente. A Tabela 5 indica que somente a partir do 13º mês a diferença entre o impacto acumulado de choques positivos e negativos ($B_t^+ - B_t^-$) passa a ser significativamente nula do ponto de vista estatístico. O mesmo resultado pode ser visto na Figura 5. Em resumo, há fortes evidências da existência de *ATR*.

Figura 4: Impacto Acumulado (Após Variação de 1% do Preço no Atacado)

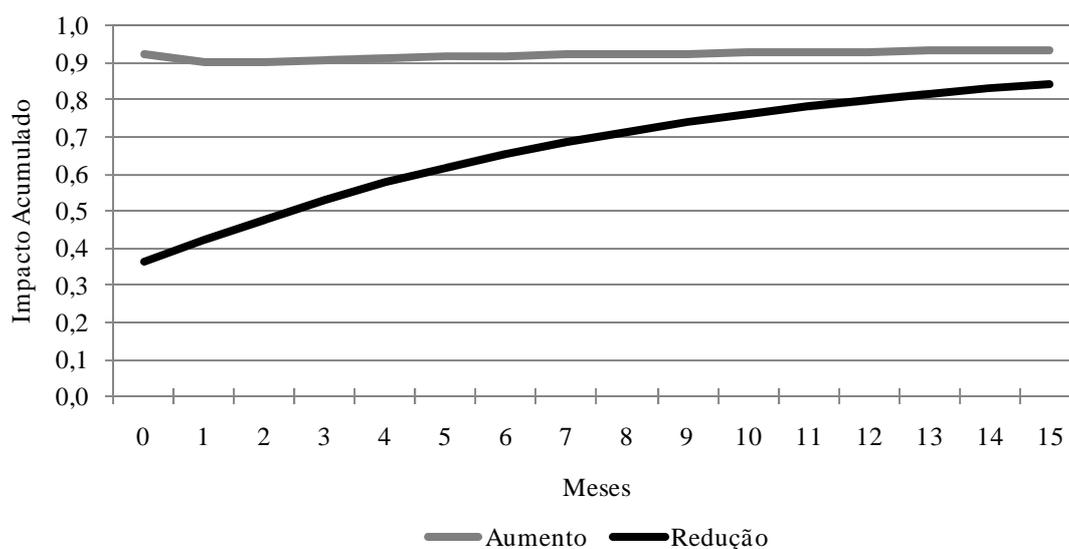
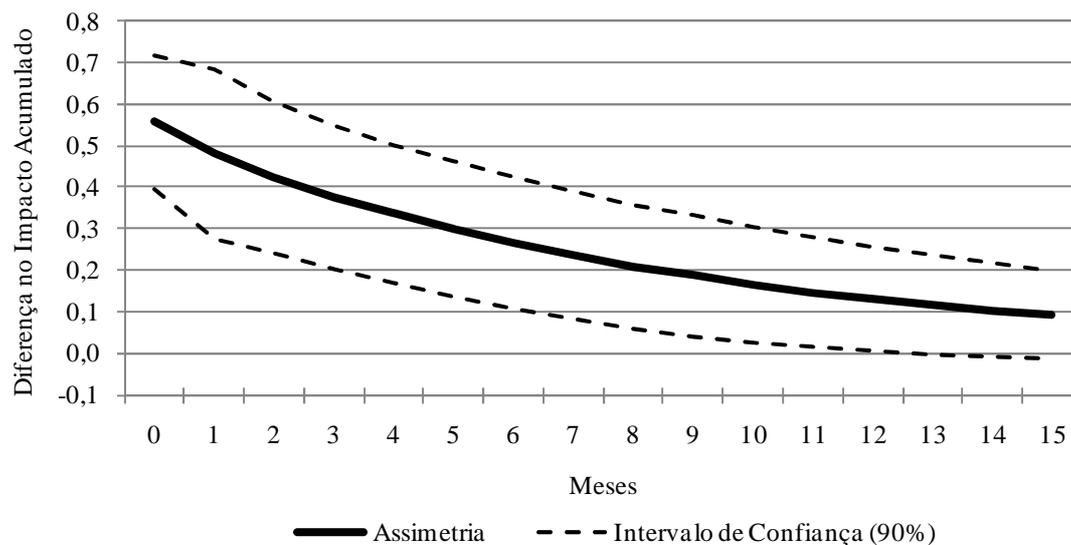


Tabela 5: Testes para *ATR*

	$t = 0$	$t = 1$	$t = 2$	$t = 3$...	$t = 11$	$t = 12$	$t = 13$
$B_t^+ - B_t^-$	0,557*	0,479*	0,424*	0,377*	...	0,147***	0,131***	0,116
	(0,098)	(0,125)	(0,110)	(0,105)	...	(0,081)	(0,077)	(0,073)

Os símbolos *, ** e *** indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Entre parênteses os desvios-padrão das estimativas, calculados a partir do método *Delta* [Greene (2000), p. 118].

Figura 5: Assimetria no Impacto Acumulado (Após Variação de 1% do Preço no Atacado)



Note-se que as assimetrias encontradas são de natureza distinta das evidências já levantadas pela literatura para o Brasil. Em Uchôa (2007) os resultados indicam que o repasse de choques negativos é mais rápido do que o dos choques positivos. No entanto, tal resultado se refere ao repasse do preço internacional do petróleo para o preço no varejo da gasolina. Nesse caso, tal assimetria pode ser facilmente explicada pela política de preços da *Petrobras*, que em várias oportunidades postergou o reajuste desse combustível. No caso da assimetria na transmissão do preço do óleo diesel do atacado para o varejo, a explicação é menos óbvia. Embora possa estar relacionada à colusão entre os varejistas [Boreinstein, Cameron & Gilbert (1997)], existem modelos teóricos capazes de explicar a assimetria mesmo em mercado em que as condutas não são coordenadas [ver Tappata (2009) para referências]. Entretanto, embora seja tema bastante relevante, a investigação das causas da assimetria não será investigada nesse artigo.

5. Considerações Finais

Embora às vezes se mostre ambígua, há uma farta literatura internacional indicando que há assimetria na transmissão de choques de custos para os preços no varejo, em particular no que se refere ao mercado de combustíveis. Nesse sentido, os resultados encontrados neste artigo confirmam esta evidência no caso brasileiro para diversos tipos de assimetria, tanto no curto prazo quanto no longo prazo. Por um lado, choques positivos nos preços do óleo diesel no atacado (refinaria e distribuidores) são repassados ao consumidor final pelos postos de combustível quase que integralmente no mesmo

mês. Por outro lado, choques negativos apresentam repasse significativamente mais lento. A título de ilustração, após um ano os impactos acumulados dos choques positivos e negativos ainda são significativamente distintos do ponto de vista estatístico.

As evidências de assimetria na transmissão dos preços do óleo diesel têm implicações importantes em termos de política pública. Primeiro, no que se refere à condução da política monetária: o impacto de choques positivos nos preços do óleo diesel nos preços ao consumidor desse mesmo combustível é quase que imediato e integral, enquanto choques negativos tendem a ser repassados aos poucos. Uma possível extensão desse artigo é verificar se o mesmo fenômeno ocorre com relação ao índice de preços ao consumidor, que por conta do frete é afetado do preço do óleo diesel. Segundo, no impacto em termos de preços do programa de mistura de biodiesel no óleo diesel de petróleo. Finalmente, no que diz respeito à política de calibração da *CIDE* para minimizar a volatilidade dos preços dos combustíveis no varejo em resposta a choques no atacado. Com relação a esta última, os resultados indicam que a redução da *CIDE* em resposta a incrementos de preços no atacado deveria ser imediata enquanto o aumento da *CIDE* em resposta à diminuição desses mesmos preços poderia ser gradual.

No entanto, apesar de ter sido identificada a assimetria, não se investigou as causas da mesma. Se a assimetria no repasse do preço do petróleo no mercado internacional para os preços da gasolina no varejo [Uchôa (2007)] pode ser explicada pela política de preços da *Petrobras*, que em várias oportunidades postergou o reajuste desse combustível, os motivos da assimetria no repasse do atacado para o varejo não são tão óbvios. A esse respeito, a literatura aponta algumas possibilidades. Uma delas se refere à colusão dos varejistas na venda de combustíveis em torno de um preço focal [Boreinstein, Cameron & Gilbert (1997)]. Considerando os diversos episódios de condenação de postos de combustíveis por formação de cartel no Brasil [SDE (2009)], esta explicação ganha grande apelo. No entanto, a literatura teórica tem apontado motivos para assimetria que independem da coordenação (tácita ou explícita) entre os varejistas [ver Tappata (2009) para referências]. Desse modo, uma extensão natural deste artigo é a investigação das possíveis causas da assimetria, em especial se ela está relacionada com condutas coordenadas no varejo.³ Resultados preliminares indicam que o uso das informações da pesquisa de preços da *Agência Nacional do Petróleo, Gás*

³ Outra possível extensão é investigar a assimetria na transmissão de preços de outros combustíveis, como etanol e gasolina.

Natural e Biocombustíveis (ANP) é uma estratégia bastante promissora, pois permite isolar o efeito do poder de mercado no varejo pela construção de um painel de municípios, tal como em Deltas (2008).

Por fim, embora tenha investigado um espectro bem amplo de assimetrias, este artigo não abordou assimetrias associadas a mudanças de regimes que são desencadeadas pelas variáveis explicativas (preço no atacado, por exemplo) [Frey & Manera (2007)], usualmente investigadas com modelos de *threshold* [ver, por exemplo, Chen, Finney & Lai (2005)]. Em particular, seria interessante verificar se, tal como sugerido em Meyer & Von Cramon-Taubadel (2004), custos de ajuste preveniriam repasses para o consumidor final quando as variações de preço no atacado são muito pequenas.

Referências

BACHMEIER, L. J., GRIFFIN, J. M. (2003). New Evidence on Asymmetric Gasoline Price Responses. **Review of Economics and Statistics**, v. 85, p. 772-776.

BALCOMBE, K., BAILEY, A., BROOKS, J. (2007). Threshold Effects in Price Transmission: The Case of Brazilian Wheat, Maize, and Soya Prices. **American Journal of Agriculture Economics**, v. 89, p. 308-323.

BOREINSTEIN, S., CAMERON, A. C. GILBERT, R. (1997). Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes? **Quarterly Journal of Economics**, v. 22, p. 429-451.

CHEN, L.-H., FINNEY, M., LAI, K. S. (2005). A threshold cointegration analysis of asymmetric price transmission from crude oil to gasoline prices. **Economics Letters**, v. 89, p. 233-239.

COOK, S., VOUGAS, D. (2007). Examining the robustness of cointegration analysis under weighted symmetric estimation. **Applied Economics Letters**, v. 14, p. 711-714.

COOK, S., VOUGAS, D. (2008). A weighted symmetric cointegration test. **Journal of Statistical Computation and Simulation**, v. 78, p. 559-565.

DELTA, G. (2008). Retail Gasoline Price Dynamics and Local Market Power. **Journal of Industrial Economics**, v. 56, p. 613-628.

- ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, v. 55, p. 251-276.
- FREY, G., MANERA, M. (2007). Econometric Models of Asymmetric Price Transmission. **Journal of Economic Surveys**, v. 21, p. 349-415.
- GREENE, W. H. (2000). **Econometric Analysis**. Upper Saddle River: Prentice Hall.
- MADALLA, G. S., KIM, I.-M. (1998). *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*. Cambridge University: Cambridge.
- MEYER, J., VON CRAMON-TAUBADEL, S. (2004). Asymmetric Price Transmission: A Survey. **Journal of Agricultural Economics**, v. 55, p. 581-611.
- NEWKEY, W. K., WEST, K. D. (1987). A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. **Econometrica**, v. 55, p. 703-708.
- SDE (2009). **Combate a cartéis na revenda de combustíveis**. Brasília: SDE/MJ.
- TAPPATA, M (2009). Rockets and feathers: Understanding asymmetric pricing. **RAND Journal of Economics**, v. 40, p. 673-687.
- UCHÔA, C. F. A. (2007). Testando a Assimetria nos Preços da Gasolina Brasileira. **Revista Brasileira de Economia**, v. 62, p. 103-117.