

Políticas anticíclicas na indústria automobilística: uma análise de co-integração dos impactos da redução do IPI sobre as vendas de veículos¹

Gustavo Varela Alvarenga, Patrick Franco Alves,
Carolina Fernandes dos Santos, Fernanda De Negri, Luiz Ricardo Cavalcante
(Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA)
Maria Cristina Passos (Pesquisadora do Programa de Pesquisa para o Desenvolvimento Nacional, PNPd, do IPEA)

Resumo

O objetivo deste trabalho é analisar os impactos da redução do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) sobre as vendas de veículos no Brasil entre janeiro e novembro de 2009. Para alcançar esse objetivo, foi estimado um modelo no qual as vendas internas de veículos são função do preço, da renda e do crédito concedido para sua aquisição. O modelo econométrico adotado permite verificar a existência de relações de curto e de longo prazo entre as variáveis utilizadas. Os resultados obtidos para as elasticidades de transmissão das variáveis no longo prazo e para suas velocidades de ajustamento reafirmam a percepção de que a redução do IPI foi bastante importante para a recuperação das vendas do setor automotivo no período subsequente à crise financeira internacional. A redução do imposto foi responsável por 20,7% das vendas que se observaram no período analisado. O crédito, porém, teria apresentado um efeito não desprezível, especialmente se outras medidas anticíclicas não tivessem sido adotadas ao longo do ano de 2009.

Abstract

The aim of this paper is to analyze the impacts of the reduction of the Brazilian Tax on Industrialized Products (IPI) on the local sales of vehicles during the period between January and November of 2009. In order to evaluate these impacts, sales have been modeled as a function of price, income and credit for the acquisition of vehicles. The econometric model takes into account the existence of short-run and long-run relationships among the variables. The results obtained for the long run elasticities of transmission as well as for their short run adjustment speeds reinforce the perception that the reduction of the IPI was particularly relevant to the recovery of the vehicle sales in the period after the international financial crisis. The results showed that 20,7% of the vehicle sales during the period can be associated to the reduction of the IPI. An increment in the credit for the acquisition of vehicles could have shoed a not negligible effect on the vehicle sales especially in the absence of other countercyclical measures in 2009.

Palavras-chave: políticas anticíclicas / indústria automobilística / imposto sobre produtos industrializados / co-integração.

Key-words: countercyclical policies / automobile industry / Tax on Industrialized Products / co-integration.

Área ANPEC: Área 4 - Economia do Setor Público

Classificação JEL: H3 - Fiscal Policies and Behavior of Economic Agents.

¹ Este trabalho corresponde a uma versão ampliada do texto “Indústria automobilística e políticas anticíclicas: lições da crise”, publicado no **Boletim Radar: Tecnologia, Produção e Comércio Exterior** (IPEA / DISET), n. 7, p. 9-14, abr. 2010.

Políticas anticíclicas na indústria automobilística: uma análise de co-integração dos impactos da redução do IPI sobre as vendas de veículos

Resumo

O objetivo deste trabalho é analisar os impactos da redução do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) sobre as vendas de veículos no Brasil entre janeiro e novembro de 2009. Para alcançar esse objetivo, foi estimado um modelo no qual as vendas internas de veículos são função do preço, da renda e do crédito concedido para sua aquisição. O modelo econométrico adotado permite verificar a existência de relações de curto e de longo prazo entre as variáveis utilizadas. Os resultados obtidos para as elasticidades de transmissão das variáveis no longo prazo e para suas velocidades de ajustamento reafirmam a percepção de que a redução do IPI foi bastante importante para a recuperação das vendas do setor automotivo no período subsequente à crise financeira internacional. A redução do imposto foi responsável por 20,7% das vendas que se observaram no período analisado. O crédito, porém, teria apresentado um efeito não desprezível, especialmente se outras medidas anticíclicas não tivessem sido adotadas ao longo do ano de 2009.

Abstract

The aim of this paper is to analyze the impacts of the reduction of the Brazilian Tax on Industrialized Products (IPI) on the local sales of vehicles during the period between January and November of 2009. In order to evaluate these impacts, sales have been modeled as a function of price, income and credit for the acquisition of vehicles. The econometric model takes into account the existence of short-run and long-run relationships among the variables. The results obtained for the long run elasticities of transmission as well as for their short run adjustment speeds reinforce the perception that the reduction of the IPI was particularly relevant to the recovery of the vehicle sales in the period after the international financial crisis. The results showed that 20,7% of the vehicle sales during the period can be associated to the reduction of the IPI. An increment in the credit for the acquisition of vehicles could have shoed a not negligible effect on the vehicle sales especially in the absence of other countercyclical measures in 2009.

1. Introdução

A crise financeira que eclodiu no final de 2008 motivou a adoção, em diversos países, de políticas públicas anticíclicas de caráter setorial. No Brasil, em particular, adotou-se, no setor automotivo, a redução do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) como instrumento para promover a recuperação do setor diante de uma queda acentuada de demanda observada ao longo dos últimos meses de 2008.

Implementada em janeiro de 2009, a redução do IPI sobre veículos automotores vigorou até o final de março do ano seguinte. Embora se afirme, genericamente, que a medida conseguiu reverter a crise do setor, não há ainda análises estatisticamente robustas que sustentem essa proposição. Neste trabalho, analisam-se os impactos da redução do IPI sobre as vendas de veículos. Estudos desta natureza podem fornecer elementos para a formulação de políticas de caráter anticíclico em outras circunstâncias. Em particular, pode-se verificar em que medida a recuperação do setor pode ser creditada à redução do IPI. Além disso, análises sobre o papel do crédito na retomada das vendas podem também indicar alternativas para o combate a quedas acentuadas nos níveis de atividade.

O trabalho está estruturado em mais quatro seções além desta introdução. Na seção 2, discute-se a trajetória recente da indústria automobilística no Brasil. Procura-se evidenciar que as vendas do setor apresentaram uma queda acentuada e uma rápida recuperação entre o final de 2008 e o início

de 2009. Em seguida, na terceira seção, indicam-se os procedimentos metodológicos adotados para avaliar os impactos da redução do IPI sobre as vendas de veículos. Na quarta seção, os resultados da aplicação do modelo são discutidos. Finalmente, na seção 5, as principais conclusões do trabalho são indicadas.

2. Fundamentos: a trajetória recente da indústria automobilística no Brasil

O Brasil é hoje o sexto maior produtor de veículos do mundo, contando com um parque industrial maduro e fortemente estruturado, no qual estão presentes plantas modernas das principais montadoras mundiais. Assim como ocorre em vários outros países industrializados, o setor automotivo responde por uma parcela significativa das atividades produtivas. Em 2008, ele representava 23% do produto interno bruto (PIB) industrial e 5% do PIB total do país. Em dezembro daquele mesmo ano, as empresas associadas à Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores (Anfavea) empregavam cerca de 100 mil pessoas. Estima-se que os empregos diretos e indiretos do setor automotivo atinjam mais 1,5 milhão de postos de trabalho.

Entre 2004 e 2007, o crescimento médio anual da produção e da venda de veículos no país foi de 13% ao ano. Grande parte deste crescimento se deveu ao mercado interno, uma vez que a exportação de veículos automotores cresceu somente até 2005, apresentando uma queda nos anos seguintes, sem retornar ao pico de 897 mil unidades alcançado no ano de 2005. Somente em 2007, em relação ao ano anterior, a produção e as vendas de veículos automotores aumentaram 14% e 28%, respectivamente. O ambiente macroeconômico favorável, o acesso ao crédito, a melhora na renda das famílias, o aumento do emprego com carteira assinada e o progresso da classe C contribuíram positivamente para este quadro. Em setembro de 2008, as vendas totais de veículos automotores superavam em cerca de 30% as vendas do mesmo mês do ano anterior, e a produção crescia em aproximadamente 20%, mantida a mesma base de comparação.

Essa trajetória ascendente foi subitamente interrompida pelo agravamento da crise financeira internacional em outubro de 2008, quando os sinais de desaceleração na trajetória de crescimento da indústria automobilística brasileira começaram a ficar mais visíveis. Nos dois últimos meses de 2008, observou-se uma queda acentuada nas vendas e na produção.

Entretanto, a partir de novembro daquele ano, as empresas adotaram medidas para fazer frente à retração da atividade (redução de turnos de trabalho e concessão de férias coletivas). No início de dezembro, o governo federal anunciou medidas anticíclicas de socorro ao setor automotivo mediante uma redução da alíquota do IPI que incide sobre o preço de veículos. O setor respondeu rapidamente à redução das alíquotas do imposto, e as vendas no mercado interno começaram a se recuperar mais acentuadamente a partir de março de 2009, conforme evidenciado na figura 1.

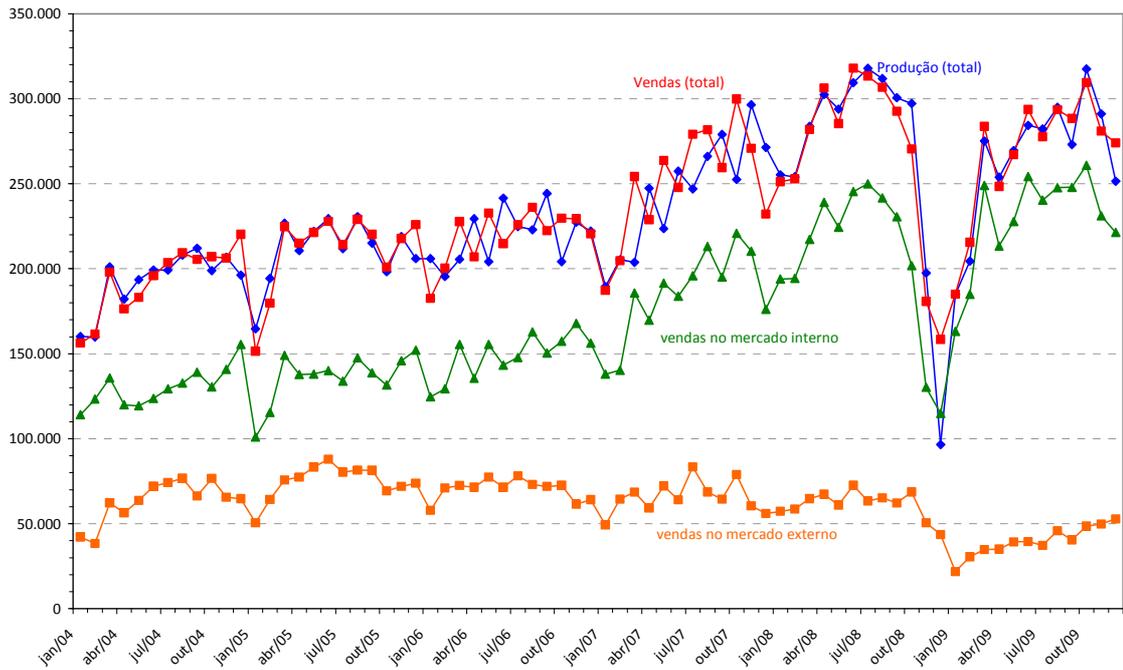


Figura 1: produção total e vendas de autoveículos nos mercados interno e externo, jan. 2004 – dez. 2009, unidades

Fonte: Anfavea/Banco Central do Brasil (BCB).

A trajetória do setor ao longo do período indicado na figura 1 está fortemente associada à trajetória do crédito automotivo, uma vez que cerca de 70% do total comercializado de automóveis e 90% dos caminhões e ônibus foram realizados com financiamento, consórcio ou *leasing*, segundo a Associação Nacional das Empresas Financeiras das Montadoras (ANEF). A expansão do crédito automotivo, por sua vez, pode ser explicada pela queda das taxas de juros e pelo alargamento do prazo de financiamento dos veículos, que passou de 24 meses, em 2000, para 84 meses, em 2007. Mudanças institucionais no mercado de crédito no Brasil, como a disseminação do instituto da alienação fiduciária, que reduz o risco de crédito, possivelmente explicam grande parte das condições crescentemente favoráveis a este tipo de operação.

Como resultado, o saldo consolidado das operações de crédito com recursos livres referenciais para aquisição de veículos praticamente triplicou entre janeiro de 2004 e dezembro de 2009. O crescimento contínuo observado até meados de 2008, porém, apresenta uma inflexão a partir de outubro de 2008, e somente retoma o valor daquele mês em agosto do ano seguinte.

A trajetória exibida na figura 2 é, obviamente, conseqüência do comportamento das concessões de recursos para financiamento automotivo. Entre 2004 e 2007, este indicador aumentou de forma significativa, tendo alcançado seu valor máximo (correspondente a R\$ 6,57 bilhões) no final daquele ano. A partir daquele momento, porém, observa-se uma inflexão e, em novembro de 2008 o valor observado é de R\$ 2,23 bilhões, inferior ao valor nominal observado no início da série exibida na figura 2. A partir de novembro de 2008, contudo, a série volta a exibir uma tendência de crescimento, alcançando R\$ 6,82 bilhões em setembro de 2009.

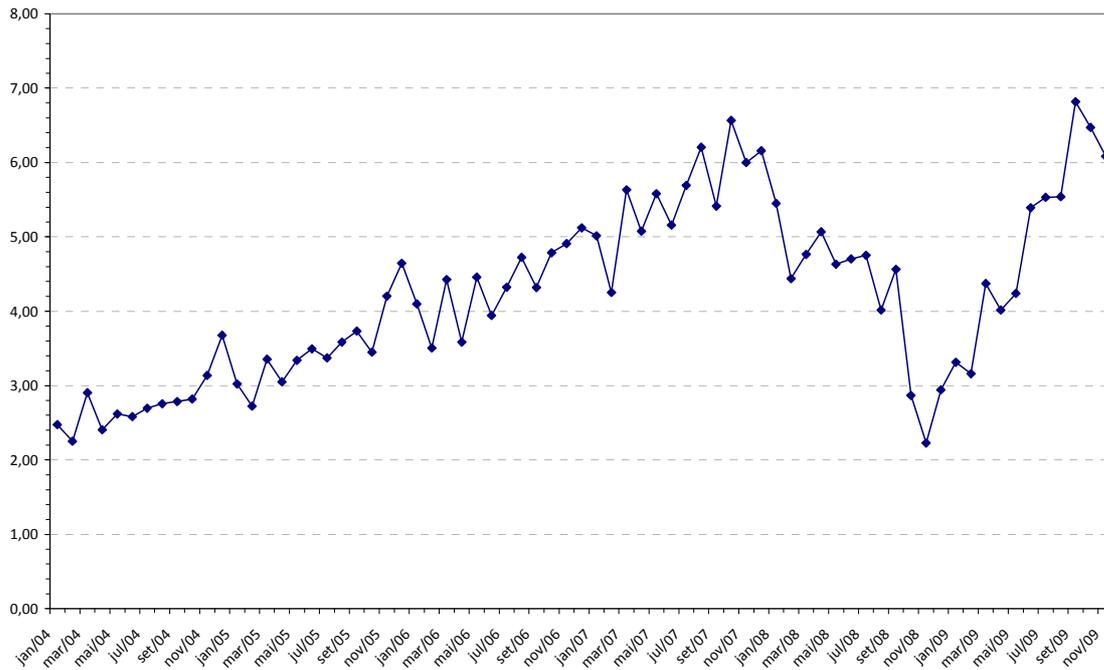


Figura 2: concessões consolidadas das operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros (aquisição de bens veículos, pessoa física), jan. 2004 – dez. 2009, R\$ bilhões

Fonte: Banco Central do Brasil (BCB).

Assim, há evidências de que a recuperação das concessões de crédito pode ter contribuído, também, para o crescimento das vendas de veículos que se observou a partir do início de 2009. Obviamente, valores maiores de concessão de crédito poderiam ter contribuído para a recuperação ainda mais acelerada das vendas de automóveis no país. Nesse sentido, é importante determinar o quanto da recuperação das vendas do setor automobilístico pode ser atribuído à redução do IPI. Na próxima seção, descrevem-se os procedimentos metodológicos adotados para quantificar esses impactos são indicados.

3. Modelagem e procedimentos metodológicos

3.1 Modelagem

Análises precedentes demonstraram claramente a relevância da redução do IPI para a recuperação do setor. Usando um modelo de regressão linear simples no qual as vendas internas de veículos são função do preço, da renda e do crédito concedido para a aquisição de veículos, a Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) estimou que 191 mil veículos vendidos entre janeiro e junho de 2009 (que correspondem a 13,4% das vendas) podem ser creditados ao IPI reduzido (IPEA, 2009).

Em linha com outros trabalhos precedentes sobre o mesmo tema, o modelo empregado neste trabalho assumiu que as vendas de veículos (v) são uma função do preço (p), da renda (r) e do crédito concedido para a aquisição de veículos (c), conforme indicado na equação 1:

$$v = f(p, r, c) \tag{eq. 1}$$

Esse modelo essencialmente intuitivo é convergente com abordagens anteriormente empregadas para descrever o comportamento de mercado de veículos (por exemplo, DE NEGRI, 1998).

As variáveis que compõem a equação 1 foram especificadas da seguinte forma:

- Vendas: vendas no atacado no mercado interno de automóveis e comerciais leves, em unidades. Fonte: Anfavea.
- Preço: Índice de Preços por Atacado (IPA) origem – produtos industriais – veículos automotores, reboques, carrocerias e autopeças (mensal - deflacionado pelo IPC). Fonte: Fundação Getúlio Vargas (FGV).
- Renda: Produto Interno Bruto (PIB) – Valores correntes (R\$ milhões – mensal – deflacionado pelo IPC). Fonte: Departamento Econômico (DEPEC) do BCB.
- Crédito: Concessões consolidadas das operações de crédito com recursos livres referenciais para aquisição de bens veículos (R\$ milhões – mensal – deflacionado pelo IPC). Fonte: DEPEC/BCB.

No presente trabalho, as séries de dados são estendidas até novembro de 2009, e cobrem um período de mais de sete anos, uma vez que são usadas informações a partir de junho de 2002. Optou-se por deflacionar o preço, a renda e o crédito usando o Índice de Preços ao Consumidor (IPC), e não o Índice Geral de Preços (IGP). A opção pelo IPC justifica-se porque, no modelo proposto, é a evolução percebida pelo *consumidor* no preço, na renda e no crédito que determina sua propensão a adquirir ou não um veículo. O IGP, por sua própria composição, seria mais adequado caso o foco fosse a evolução nos preços percebida pelo produtor. As séries foram dessazonalizadas utilizando-se o método X-12 ARIMA, desenvolvido pelo *US Census Bureau*, e utilizaram-se os logaritmos dos valores originais para que a estimação das relações se desse em um contexto de elasticidade. Os logaritmos das variáveis são indicados por $lvenda$, $lcredito$, $lpreco$ e $lrenda$.

3.2 Procedimentos metodológicos

Tendo em vista que as séries apresentam quebras estruturais ao longo do período analisado, foram empregadas técnicas estatísticas que consideram essas mudanças. A opção pelo uso de séries temporais (em oposição a uma regressão linear simples) permitiu que se calculassem não somente as elasticidades de transmissão das variáveis (preço, renda e crédito) no longo prazo, mas também as velocidades com que estas variáveis se ajustam no curto prazo. A base teórica desse tipo de tratamento está indicada na subseção 3.2.1; sua aplicação ao modelo adotado neste trabalho, por sua vez, é o objeto da subseção 3.2.2.

3.2.1 Séries não-estacionárias e teste de co-integração

Seja b a ordem de integração das seqüências $\{y_t\}$ e $\{z_t\}$ ². A modelagem envolvendo essas séries temporais deve considerar as seguintes situações:

- **Situação 1:** $\{y_t\}$ e $\{z_t\}$ são estacionárias (isto é, $I_y(0)$ e $I_z(0)$). Nesse caso, o modelo clássico de regressão é apropriado.

² A notação $I_y(b)$ indica que a série y é integrada de ordem b .

- **Situação 2:** As seqüências $\{y_t\}$ e $\{z_t\}$ são integradas em diferentes ordens ($I_y(b) \neq I_z(b)$). Nesse caso, um modelo de regressão linear é inadequado.
- **Situação 3:** As seqüências $\{y_t\}$ e $\{z_t\}$ são integradas de mesma ordem ($I_y(b) = I_z(b)$) e o resíduo contém uma tendência estocástica. Nesse caso, o ajuste de modelo de regressão linear através de mínimos quadrados produzirá uma regressão espúria, sendo recomendada a estimação em primeira diferença: $\Delta y_t = a_0 + a_1 \Delta z_t + \Delta e_t$. Se $\{y_t\}$ e $\{z_t\}$ são individualmente integradas de ordem 1 ($I_y(1)$ e $I_z(1)$), apresentam a mesma tendência (determinística, estocástica ou nenhuma) e primeira diferença estacionária, as propriedades assintóticas do modelo de regressão são válidas.
- **Situação 4:** As seqüências $\{y_t\}$ e $\{z_t\}$ são não-estacionárias, mas integradas de mesma ordem, e o resíduo do modelo (e_t) é estacionário. Nesse caso, pode-se afirmar que as seqüências $\{y_t\}$ e $\{z_t\}$ apresentam uma relação de equilíbrio de longo prazo, ou seja, existe uma combinação linear $\{w_t\}$ entre essas séries que é integrada de ordem zero ($I_w(0)$).

Assim, um passo fundamental da análise de séries temporais é a verificação da ordem de integração, que pode ser realizada através do teste aumentado de Dickey e Fuller descrito a seguir (ENDERS, 2004).

Seja o modelo auto-regressivo: $y_t = a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$. Ao se subtrair y_{t-1} de ambos os lados, chega-se à expressão $\Delta y_t = (a_1 - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t$, ou $\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$, onde $\gamma = (a_1 - 1)$. Dessa forma, a hipótese $H_0 : a_1 = 1$ equivalente a $H_0 : \gamma = 0$. As seguintes possibilidades devem então ser consideradas: *i*) presença de tendência temporal e intercepto (equação 2); *ii*) intercepto (equação 3); e *iii*) ausência de tendência temporal e intercepto (equação 4).

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{eq. 2})$$

$$\Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{eq. 3})$$

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{eq. 4})$$

Quando o parâmetro auto-regressivo é nulo ($\gamma=0$), a seqüência $\{y_t\}$ possui raiz unitária. As estatísticas τ , τ_μ e τ_β são apropriadas para verificar a raiz univariada nas equações 2, 3 e 4, respectivamente.

Para se obter um processo de ruído branco em ε_t , pode-se incluir defasagens da variável dependente em primeira diferença, caracterizando o teste de Dickey Fuller aumentado (ADF). Assim, 2, 3 e 4 podem ser escritas da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{eq. 5})$$

$$\Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{eq. 6})$$

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{eq. 7})$$

Onde o número de defasagens é escolhido conforme, por exemplo, os critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SBC ou BIC).

Uma vez que as séries de dados apresentam quebras estruturais do tipo *Additive Outlier (AO)* evidenciadas pela variação da inclinação de tendência ao longo do período analisado, foi utilizado o teste de raiz unitária proposto por Franses e Haldrup (1994), que se apóia na seguinte expressão:

$$\Delta y_t = (a-1)y_{t-1} + \sum_{i=0}^p \sum_{j=1}^k \omega_{ij} D_{t-i}^j + \sum_{i=1}^p \psi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{eq. 8})$$

onde y_t é o valor da série de interesse com distúrbios no período t e D^j é a *dummy* tipo *pulse*, que representa a quebra estrutural da série no período i . Nesse modelo, testa-se se $(a-1) = 0$ utilizando o teste ADF convencional. De acordo com Enders (2004 apud MARGARIDO, 2001), se não forem consideradas as quebras, “as estatísticas do ADF são viesadas no sentido de não rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, quando na verdade a série é estacionária”.

A definição do teste de co-integração parte de um conjunto de variáveis macroeconômicas sob um estado de equilíbrio de longo prazo:

$$\beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt} = 0 \quad (\text{eq. 9})$$

Representando os vetores $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ e $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$ na forma vetorial, tem-se:

$$e_t = \beta \mathbf{x}_t \quad (\text{eq. 10})$$

Afirma-se que o sistema se encontra em equilíbrio quando $\{e_t\}$ é uma série estacionária $I_e(0)$. Os componentes do vetor $\mathbf{x}_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ são ditos co-integrados de ordem d e b ($\mathbf{x}_t \sim CI(b)$) se forem satisfeitas as seguintes condições: i) todos os componentes de \mathbf{X}_t são integrados de mesma ordem; e ii) existe pelo menos um vetor $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_n)$, $\beta \neq \mathbf{0}$, tal que a combinação linear $\beta \mathbf{x}_t = \beta_1 x_{1t} + \dots + \beta_n x_{nt}$ é integrada de ordem $(d-b)$, $\mathbf{w}_t = \beta \mathbf{x}_t \sim CI(b)$, $b > 0$, onde β é chamado vetor de co-integração.

Dessa forma, pode-se investigar se processos não-estacionários apresentam alguma relação de equilíbrio de longo prazo. A existência de uma combinação linear estacionária entre variáveis não-estacionárias é denominada de estado de equilíbrio de longo prazo que, em geral, possui um significado econômico. Na verdade, a expressão “equilíbrio de longo-prazo” (ENDERS, 2004; p. 321) associa-se à idéia de causalidade ou precedência temporal.

3.2.1 Aplicação do teste de co-integração

Para tentar identificar o número de defasagens dos testes de raiz unitária foi utilizado o critério BIC e seus resultados sugerem que as variáveis *lvenda* e *lcredito* em primeiras diferenças seguem um modelo ARMA de ordem (1,0), logo apenas uma defasagem foi utilizada no teste ADF dessas variáveis. Já para a variável *lpreco*, o menor valor obtido para o BIC corresponde a um modelo auto-regressivo de ordem 3. Finalmente, a variável *lrenda* segue um processo AR(2). Os testes

fornecheram evidências fortes contra a existência de raiz unitária para todas as variáveis quando realizada a primeira diferença, assim pode-se dizer que são integradas de ordem 1. Uma análise dos resíduos da auto-regressão das séries demonstrou que são ruído branco e os testes de raiz unitária demonstraram que são estacionários.

Apesar de cada variável possuir quebra estrutural em sua série, isso não significa necessariamente que sua combinação linear apresentará quebra. Com isso em mente, foi utilizado o teste de co-integração proposto por Johansen e Juselius (1990) e, caso houvesse evidências de não co-integração, outras metodologias, que levam em conta a quebra estrutural, seriam utilizadas. De acordo com Bueno (2008), um método para se determinar a ordem da defasagem do teste de co-integração é “combinar, simultaneamente, o melhor critério de informação com a ausência de autocorrelação dos resíduos”. A aplicação desse método a um modelo que tenta explicar as vendas de veículos em função dos preços, da renda e do crédito concedido revelou que essas séries são co-integradas de posto 3 e o seu modelo para correção vetorial de erros não possui intercepto, ou seja, segue a equação abaixo:

$$\Delta \mathbf{y}_t = \mathbf{\Pi} \mathbf{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \mathbf{\Phi}_i^* \Delta \mathbf{y}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (\text{eq. 11})$$

onde $\mathbf{\Pi} = \boldsymbol{\alpha}\boldsymbol{\beta}'$, e $\boldsymbol{\alpha}$ são os parâmetros de curto prazo e $\boldsymbol{\beta}$ os parâmetros de longo prazo. O teste proposto por Johansen e Juselius (1990) determina as colunas linearmente independentes de $\mathbf{\Pi}$ através da estatística *traço*, qual seja:

$$\lambda_{\text{traço}} = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \lambda_i) \quad (\text{eq. 12})$$

Para a qual se testa a hipótese nula de que cada autovalor é igual a zero: $H_0 : \lambda_i = 0$, para $i = r + 1, \dots, n$.

4. Resultados e simulações

A aplicação do modelo descrito na seção anterior permitiu que se chegasse aos seguintes resultados:

Tabela 1: coeficientes de ajuste de curto e longo prazo

Variável	Coefficiente α de ajuste de curto prazo	Parâmetro β de ajuste de longo prazo
<i>lvenda</i>	-0,01444	1,00000
<i>lcredito</i>	0,43943	1,17588
<i>lpreco</i>	-0,00385	-2,52871
<i>lrenda</i>	0,01258	4,41704

Elaboração dos autores.

Conforme se pode ver na tabela 1, a estimativa da transmissão da variação do crédito para as vendas é de 1,17588, ou seja, cerca de 118% da variação do crédito é transferida para a quantidade vendida no longo prazo. A velocidade com que o crédito se ajusta no curto prazo é de 0,43943. Isso quer dizer que o desequilíbrio transitório causado no crédito para veículos é incorporado na sua própria série a uma taxa de cerca de 44% ao mês. O preço apresenta uma maior elasticidade de longo prazo

(-2,52871), mas a velocidade com que um choque nesta variável é absorvido é muito baixa (0,00385). Por sua vez, a variável renda foi a que demonstrou maior impacto no longo prazo (4,41704) e, de maneira análoga ao preço, seu parâmetro de ajuste de curto prazo é reduzido (0,01258). De qualquer forma, este resultado sugere que a queda relativamente reduzida do PIB em 2009 foi um importante fator de sustentação das vendas no setor automobilístico naquele ano. Porém, trata-se de uma variável sobre a qual os formuladores de política detêm menor controle direto.

As elasticidades de longo prazo indicadas na tabela 1 podem ser comparadas com os resultados obtidos anteriormente na nota técnica publicada pelo Ipea (tabela 2).

Tabela 2: comparação dos coeficientes de ajuste de longo prazo

	Ipea (2009)	Novas estimativas
<i>lcredito</i>	0,384	1,176
<i>lpreco</i>	-2,841	-2,529
<i>lrenda</i>	2,553	4,417

Fonte: Ipea (2009) e elaboração dos autores.

Pode-se observar que a importância do preço é similar nas duas estimativas. Porém, as elasticidades maiores obtidas para o crédito e para a renda sugerem que estas variáveis podem ter tido um papel mais importante na recuperação do setor do que anteriormente se pensava. As diferenças justificam-se pelos diferentes métodos de estimação empregados, pelos diferentes intervalos de análise e pelos diferentes deflatores usados em cada caso.

Com base nos resultados obtidos, analisou-se, então, a resposta-impulso das vendas a choques nas variáveis preço e crédito. Verificou-se, inicialmente, que um choque no crédito tem efeito de propagação pequeno a cada período e se estabiliza após dez meses. Por sua vez, a variável preço possui um efeito de propagação mais elevado e tende a se estabilizar 21 períodos após o choque. Em seguida, simulou-se o comportamento das vendas admitindo trajetórias alternativas para os preços e o crédito no período entre janeiro e novembro de 2009. Neste caso, as quantidades vendidas foram recalculadas considerando as seguintes situações hipotéticas:

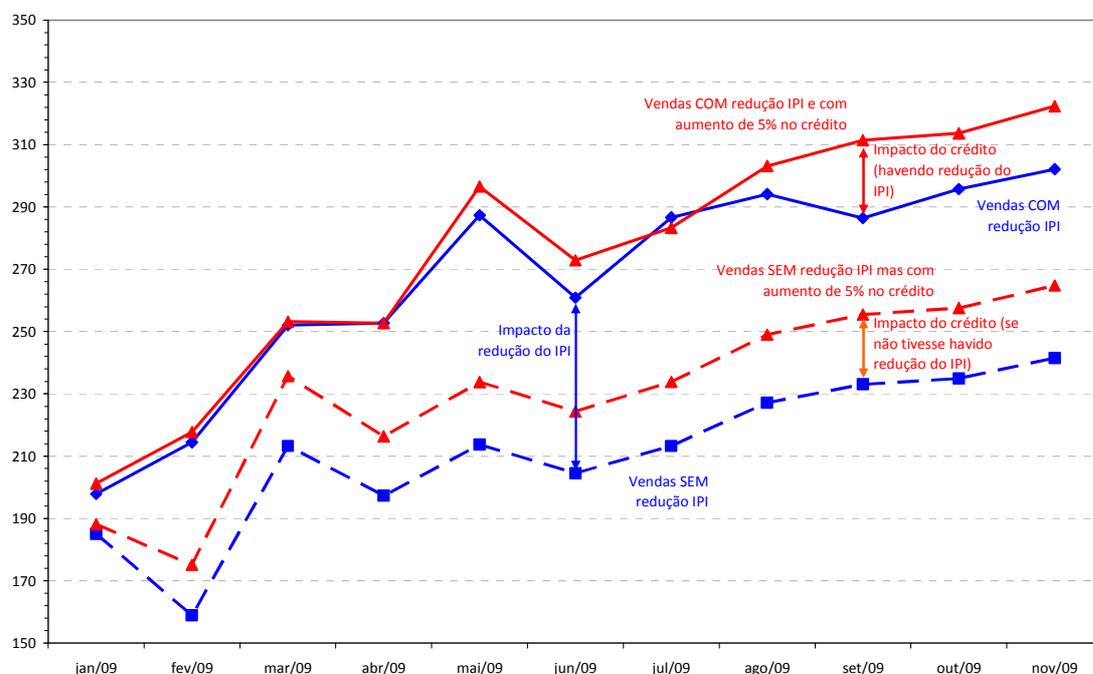
- se não tivesse havido redução do IPI;
- se tivesse havido redução do IPI e aumento de 5% nas concessões de crédito; e
- se não tivesse havido redução do IPI e houvesse um incremento de 5% no crédito.

Para simular a hipótese de não ter havido redução do IPI, considerou-se que cada ponto percentual do imposto pode resultar em variação entre 0,8% e 0,9% sobre o preço total do veículo. Esta proposição apoia-se nos cálculos da Anfavea. Arbitrou-se, neste trabalho, uma redução média de 6,5 pontos percentuais do IPI, considerando-se que *i*) para os carros novos com motorização até 1.000 cilindradas, o imposto de 7% foi suspenso; *ii*) para os automóveis entre 1.000 e 2.000 cilindradas, o imposto caiu de 13% para 6,5% (motor a gasolina) e de 11% para 5,5% (motor a álcool e *flex*); e *iii*) carros acima de 2.000 cilindradas não tiveram corte no IPI. A redução arbitrada implicaria preços 5,525% menores (= 6,5% x 0,85). Assim, para um preço médio de 100 sem redução do IPI, o novo preço seria 94,475. Da mesma forma, para um preço médio de 100 com redução do IPI, o preço seria 105,85 caso o imposto tivesse sido cobrado. Dessa forma, para

calcular o preço que seria praticado caso não tivesse havido redução do IPI, acrescentou-se 5,85% ao preço observado a partir de janeiro de 2009.

Os resultados dessas simulações estão indicados na figura 3 e na tabela 3 anexada ao final deste texto.

Figura 3 simulações do comportamento das vendas, jan. 2009 – nov. 2009, mil unidades



Elaboração dos autores.

Ao se confrontar a evolução das vendas com redução do IPI (indicadas por uma linha azul contínua na figura 3) com as vendas sem redução do IPI (simuladas com base no modelo obtido neste trabalho e indicadas na figura por uma linha azul tracejada) verifica-se que, de fato, a redução do imposto foi capaz de motivar um aumento expressivo na demanda. Com estes dados, pôde-se concluir que 20,7% das vendas observadas entre janeiro e novembro de 2009 decorreram da política anticíclica adotada. Este valor é superior àquele que havia sido obtido pela Ipea (2009), cuja estimativa, para o primeiro semestre de 2009, alcançava 13,4% das vendas.³

Estimou-se, em seguida, qual teria sido a trajetória das vendas, não tendo havido redução do IPI, se houvesse um incremento de 5% no volume de crédito automotivo concedido. O efeito líquido pode ser observado ao se confrontarem, na figura 3, as tracejadas azul e vermelha. Verifica-se que o aumento no volume de crédito teria sido responsável por um deslocamento das vendas, embora em magnitude inferior àquilo que se observou ao se reduzirem os preços em 5,85%. Considerando o total alcançado entre janeiro e novembro de 2009, verifica-se que o incremento nas vendas obtido com o aumento do crédito, sem redução do IPI, teria sido de 211 mil veículos (8,3% das vendas que teriam ocorrido).

³ Ao se considerar apenas o período entre janeiro e junho de 2009, os dados obtidos neste trabalho indicam que 20,0% das vendas do período decorreram da redução do IPI.

Finalmente, ao se confrontarem as vendas efetuadas com redução do IPI (linha azul contínua) com as vendas que teriam ocorrido se, além da redução do IPI, tivesse havido um incremento de 5% no volume de crédito concedido (indicada pela linha vermelha contínua), verifica-se que, entre janeiro e abril de 2009, praticamente não haveria incremento. A partir de maio, um pequeno aumento nas vendas seria observado, de modo que, ao se considerar o total dos 11 meses, 98 mil veículos a mais teriam sido vendidos, o que corresponde a um incremento de 3,2%. Isso sugere a existência de uma parcela de consumidores para os quais somente a redução do IPI já seria suficiente para a aquisição de veículos. Este universo corresponde, possivelmente, àqueles cuja decisão de consumo é menos afetada pela renda ou pela disponibilidade de crédito e mais pelo aproveitamento de oportunidades (aquisição de veículos a um preço menor por conta da isenção temporária de tributos).

5. Conclusões

Neste trabalho, analisaram-se os impactos da redução do IPI sobre as vendas de veículos com o propósito de verificar em que medida a recuperação do setor pode ser creditada à redução do imposto. Adotou-se um modelo econométrico que analisa a co-integração das séries utilizadas e verifica a existência de quebras estruturais ao longo do período analisado.

Os resultados obtidos confirmam a percepção de que a redução do IPI foi bastante importante para a recuperação das vendas do setor automotivo no período subsequente à crise financeira internacional. A redução do imposto foi responsável por 20,7% das vendas que se observaram entre janeiro e novembro de 2009. O crédito, porém, teria apresentado um efeito não desprezível, especialmente se outras medidas anticíclicas não tivessem sido adotadas.

Todavia, visto que o impacto da redução do IPI sobre as contas públicas e sobre o Fundo de Participação dos Estados (FPE) e o Fundo de Participação dos Municípios (FPM) não é desprezível, pode-se questionar qual medida teria apresentado a maior eficiência (isto é, melhor relação entre resultados alcançados e recursos aplicados). Ponderações desta natureza podem indicar a combinação mais adequada de instrumentos a serem usados para compor as medidas adotadas. Nesse sentido, a experiência aqui discutida fornece um conjunto de lições que podem vir a ser aproveitadas no futuro para a formulação de políticas anticíclicas de fomento à atividade econômica.

6. Referências

BUENO, R.L.O. **Econometria de séries temporais**. Thomson Learning, 2008.

DE NEGRI, J. A. **Elasticidade-renda e elasticidade-preço da demanda por automóveis no Brasil**. Brasília: Ipea, 1998 (Texto para Discussão, n. 558).

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley and Sons, 2004.

FRANSES, P.H. & HALDRUP, N. The effects of additive outliers on tests for unit roots and cointegration. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 12, n.4, p. 471-478, out. 1994.

IPEA. DIRETORIA DE ESTUDOS MACROECONÔMICOS. **Impactos da redução do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) de automóveis**. Brasília: Ipea/Dimac, ago. 2009. (Nota Técnica n. 15).

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.52, n. 2, p.169-210, 1990.

MARGARIDO, M.A. Aplicação de testes de raiz unitária com quebra estrutural em séries econômicas no Brasil na década de 90. **Informações Econômicas**, v. 31, n.4, abr. 2001.