

A Demanda por Caminhões no Brasil: uma Abordagem Econométrica

Demand For Trucks In Brazil: an Econometric Approach

Carlos Aurélio Bustamante Gonçalves^a 
Antônio Carlos Manfredini-Oliveira^b 

Resumo: A demanda por caminhões no Brasil tem sido historicamente uma escolha incomum para análise econométrica, resultando em uma escassez de estudos sobre esse assunto, inconsistente com a relevância econômica do transporte rodoviário de mercadorias e seu domínio histórico sobre qualquer outro meio de transporte no país. Resulta que não há nenhum estudo publicado no Brasil abordando exclusivamente a demanda por caminhões. Este artigo aborda a demanda por caminhões no Brasil, fazendo uso extensivo de dados secundários em modelos de regressão linear. Além da escolha do assunto em si, este estudo inova ao incluir variáveis expectativas na análise. Em comparação com os estudos pesquisados sobre a demanda de carros de passageiros, outras melhorias foram realizadas, como a decomposição do PIB em setores (agropecuária, indústria e serviços), o uso de variáveis defasadas e a utilização de dados de um período de 23 anos (de 1996 a 2018). Os resultados demonstram que variáveis tipicamente adotadas em estudos de demanda automotiva também são relevantes para a demanda de caminhões, como preço, crédito e renda (representada pelos três componentes do PIB). Variáveis de natureza expectacional (representadas pela expectativa de PIB, sondagens da indústria e, mesmo, variações do Ibovespa) se mostraram uma adição válida ao modelo. As conclusões deste estudo permitem uma melhor compreensão do comportamento do mercado de caminhões no Brasil, potencialmente auxiliando na tomada de decisões dos integrantes dessa indústria.

Palavras-chave: demanda veicular; mercado de caminhões; estudo econométrico de demanda; demanda de caminhões no Brasil; vendas de caminhões; demanda de veículos comerciais de carga; modelo econométrico de demanda de caminhões no Brasil.

Abstract: The demand for trucks in Brazil has historically been an unusual choice for econometric analysis, resulting in a scarcity of studies on this subject, inconsistent with the economic relevance of road freight transport and its historical dominance over any other means of transport in the country. As a consequence, there is no study published in Brazil exclusively addressing the demand for trucks. This paper addresses the demand for trucks in Brazil, making extensive use of secondary data in multiple linear

a Fundação Getúlio Vargas (FGV), Escola de Administração de Empresas de São Paulo (EAESP). São Paulo, São Paulo, Brasil.

b Fundação Getúlio Vargas (FGV), Escola de Administração de Empresas de São Paulo (EAESP), Departamento de Planejamento e Análise Econômica Aplicados à Administração. São Paulo, São Paulo, Brasil.

regression models. Besides the choice of the subject itself, it innovates by including expectational variables to the analysis. In comparison to the surveyed studies on passenger car demand, further improvements were undertaken, as the split of GDP in sectors (agriculture, industry and services), the use of lagged variables, and a twenty three years long timeframe (from 1996 to 2018). Results show that variables typically adopted on automotive demand studies are also relevant to demand for trucks as price, credit and income (represented by three components of GDP). Expectational variables (represented by GDP forecast, industry surveys and even Ipovespa performance) were a valid addition to the model. The results deepen the knowledge about the truck market behavior and allow an improvement of the quality of decision making in the truck industry.

Keywords: vehicular demand; truck market; econometric study of demand; truck demand in Brazil; truck sales; commercial cargo vehicles demand; econometric model of truck demand in Brazil.

JEL Classification: L62; E27.

1 Introdução

Sabe-se que o modal rodoviário brasileiro é responsável por 61% do transporte de toda carga em território nacional, contra apenas 21% através de ferrovias e 14% por hidrovias (CNT, 2019). Para abastecer os 8,5 milhões de quilômetros quadrados do território nacional (IBGE, 2019), circulam cerca de 2 milhões de caminhões (SINDIPEÇAS, 2019) sobre uma malha de 1,7 milhões de quilômetros de estradas (CNT, 2019), conectando até 5.570 municípios (IBGE, 2019).

Nove empresas dividem a oferta doméstica de caminhões (FIPE, 2019). Com mais de 55% do mercado distribuído entre os dois maiores fabricantes, essa indústria apresenta um índice Herfindahl-Hirschman (HHI) de 0,20, caracterizando-se como um oligopólio de moderada concentração (CARLTON; PERLOFF, 1990). A concentração do mercado é potencialmente mais elevada se a análise for realizada em cada segmento de produto: semileves, leves, médios, semipesados e pesados.

Este estudo tem por objetivo identificar os determinantes da demanda de caminhões no Brasil no período de 1996 a 2018 e avaliar a influência de cada um deles. Para tanto, constrói modelos de regressão linear múltipla e faz uso de variáveis tipicamente encontradas em análises de demanda veicular, como preço, renda e crédito. Utiliza, também, variáveis expectacionais na regressão, proporcionando uma nova óptica sobre o comportamento da demanda. O estudo leva em consideração eventual quebra estrutural ocorrida em função das mudanças de comportamento do mercado desde 1996, divide o intervalo e dá tratamento separado a cada período. Diversos testes econométricos aferem a robustez estatística do modelo.

Além desta introdução, este trabalho encontra-se estruturado da seguinte forma: a segunda seção apresenta uma revisão de literatura, trazendo uma análise de estudos anteriores de demanda veicular; a terceira seção descreve os dados e seu tratamento, detalhando as variáveis utilizadas; a quarta seção analisa os resultados encontrados; e, por fim, a quinta seção traça as considerações finais, contendo o resumo de todas as análises, sua relevância, contribuições, limitações e oportunidades para estudos futuros.

2 Revisão de Literatura

Dada a importância do transporte rodoviário na economia brasileira, seria esperada a existência de uma grande variedade de estudos acadêmicos compreendendo a análise das vendas de caminhão, entretanto isso não foi verificado na pesquisa da literatura existente, nem no âmbito nacional, nem no internacional. Dentre os poucos estudos encontrados sobre a análise de demanda de caminhões no Brasil, observou-se a presença de estudos baseados em séries temporais, como o de Lourenço e Nascimento (2012), e em regressões lineares, como os de Fauth, Morais e Clezar (2011) e Gonçalves (2016). No âmbito internacional, também se observou que o foco da análise de demanda veicular concentra-se em automóveis, em detrimento de caminhões. Estudos do mercado internacional de caminhões referem-se mais frequentemente à análise de demanda desagregada, como o de Dorward, Pokorny e Bayldon (1983), ou à análise da estrutura da indústria, como o de Buckley e Westbrook (1991).

Constatadas essas limitações, utilizaram-se estudos da demanda de automóveis, tanto brasileiros quanto internacionais.¹ Dentre eles, observou-se a presença de pesquisas voltadas para a elasticidade de preço – como as de Angelo e Favero (2003), Bajic (1988), Cowling e Cubbin (1971), Gual (1993), Hoffer, Marchand e Albertine (1971) e Turnovsry (1966) –, séries temporais univariadas – como as de Davies Júnior (2011) e Lourenço e Nascimento (2012) – e regressões lineares incluindo estudos de demanda desagregada – como os estudos de Berry, Levinsohn e Pakes (2004), Morais e Portugal (2005), Dorward, Pokorny e Bayldon (1983), Fiuza (2002), Hess (1977), Irvine (1983), Schiraldi (2011) e Tishler (1982) – e de demanda total – como os estudos de Baumgarten Júnior (1972), Moraes e Silveira (2005), Negri (1998), Wolff (1938), Dyckman (1965), Fauth, Morais e Clezar (2011), Gabriel (2013), Hymans, Ackley e Juster (1970), Rippe e Feldman (1976), Roos e Von Szeliski (1939), Vianna (1988), Villela (2014), Wilton (1972) e Witt e Johnson (1986).

1 Os artigos internacionais abordados neste estudo compreendem estudos realizados nos Estados Unidos, Canadá, Reino Unido e Nova Zelândia – a amplitude da pesquisa foi limitada pelo idioma, ocorrendo apenas em fontes de língua inglesa.

No Brasil, Baumgarten Júnior (1972) é o pioneiro em estudos de demanda veicular. Examina o mercado brasileiro utilizando variáveis defasadas semelhantes às dos estudos anteriormente citados. Já Vianna (1988) difere da maior parte dos estudos internacionais ao considerar as condições de crédito (volume total, prazo médio de pagamento e quantidade de financiamentos concedidos) como relevantes para o mercado brasileiro. A mesma escolha de variáveis é posteriormente corroborada por Negri (1998), Moraes e Silveira (2005) e Gabriel (2013).

Fauth, Morais e Clezar (2011) considera diferentes famílias de veículos e realiza três estudos paralelos para automóveis, caminhões e ônibus. O modelo considera as variáveis já tradicionais preço, renda e crédito e inclui o preço de produto substituto. Variáveis *dummy* são utilizadas para avaliar o efeito de perturbações, como a mudança de regime cambial ou eleições. O modelo também se distingue por realizar uma análise mais profunda de estacionariedade, concluindo haver presença de raízes unitárias. Para tratá-las, o estudo faz uso do mecanismo de correção de erros (MCE).

Villela (2014) também leva em consideração as raízes unitárias e opta por uma análise de cointegração para lidar com o problema. O modelo é enxuto, atendo-se apenas às variáveis usuais (preço, crédito e renda) sem defasagens. Adicionalmente, o estudo identifica quebras estruturais no período analisado, particionando o intervalo temporal de análise.

Observa-se nos estudos analisados um equilíbrio entre as escolhas por modelos lineares e por modelos translogarítmicos. Nota-se uma predominância de modelos com defasagens, nos estudos internacionais, e de modelos sem defasagens nos estudos domésticos. Quanto à escolha de variáveis para modelagem, observa-se um padrão. Apesar de estarem representadas por diferentes *proxies* em cada estudo, as variáveis preço e renda são presentes em todas as análises. A oferta de crédito mostra-se uma variável importante, mais utilizada em trabalhos brasileiros do que em internacionais (possivelmente porque a oferta de crédito é abundante e estável nos ambientes internacionais em que foi analisada). Por outro lado, o tamanho da frota é mais utilizado como variável nos estudos internacionais que nos nacionais. O tamanho do mercado também é uma variável presente em considerável número de estudos. Variáveis adicionais, para quantificar peculiaridades de cada mercado ou época, também foram encontradas, mas sem um padrão recorrente.

3 Dados e seu Tratamento

A base de dados é composta por dados secundários referentes ao setor com periodicidade trimestral, oriundos de fontes oficiais – como o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e o Departamento Nacional de Trânsito (Denatran) –, de instituições de pesquisa – como a Fundação Getulio Vargas (FGV), a Facul-

dade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA) e o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) – e de associações e federações – como a Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores (Anfavea) e a Federação Nacional da Distribuição de Veículos Automotores (Fenabreve). Observou-se a presença de sazonalidade nas vendas e decidiu-se, portanto, pela utilização de dados não dessazonalizados. Variáveis de natureza monetária (em unidades de moeda ou índice) são expressas em moeda constante corrigida pelo Índice Geral de Preços – disponibilidade interna (IGP-DI).

A *proxy* escolhida para a demanda de caminhões no Brasil (*TruckDem*), variável dependente do modelo, foi constituída a partir dos dados de vendas, com periodicidade mensal, disponibilizados desde 1957 pela Anfavea. Trata-se do número de veículos licenciados no mês (anteriormente a 2002, os valores correspondem às vendas de caminhões no atacado). Esse valor inclui a revenda de importados, exclui o montante de exportados e abrange todo o território nacional (demanda aparentemente doméstica). A série foi construída entre janeiro de 1996 e dezembro de 2018, e os valores foram convertidos para periodicidade trimestral.

A variável preço (*PriceIndex*) diz respeito ao montante desembolsado para a aquisição de uma unidade do produto caminhão. O valor varia de acordo com a média aritmética dos preços dos modelos mais vendidos no mercado no período (a critério dos fabricantes consultados) e inclui apenas impostos indiretos (IBRE, 2015). A variável ideal seria uma média ponderada dos preços dos veículos demandados, porém não é disponível. A *proxy* utilizada foi fruto de uma concatenação de séries – séries temporais de preços de caminhões do Índice de Preço por Atacado – disponibilidade interna (IPA-DI) e Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA-EP-DI) concedidas pelo Instituto Brasileiro de Economia (IBRE).

Três variáveis correspondem aos PIBs setoriais, ao invés de uma variável única referente ao PIB total. A razão é que o PIB da agropecuária (*GDPAgric*) e da indústria (*GDPInd*) são muito mais intensivos em transporte que o PIB de serviços (*GDPServ*). A literatura anterior modela apenas o PIB total. A crescente participação dos serviços no PIB brasileiro indica que a desagregação é, de fato, recomendável. Tratam-se de dados reais trimestrais (publicados já deflacionados pelo deflator implícito do PIB²) não dessazonalizados, medidos em milhões de reais (R\$), com referência na média de 2010.

A *proxy* do volume de crédito concedido para operações de compra de caminhões (*CredGrant*) foi construída a partir de informações concedidas pelo BNDES. Os valores foram convertidos para a moeda constante de dezembro de 2018

2 O cálculo contempla as novas séries das Contas Nacionais Trimestrais (referência 2010) publicadas em março de 2015. A principal alteração foi a mudança de classificação de produtos e atividades segundo a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) 2.0 do IBGE.

(milhões de reais) e deflacionados através do IGP-DI. Os dados mensais foram convertidos para periodicidade trimestral.³

As *proxies* da expectativa de melhora ou piora da economia no período referente a quatro anos no futuro são disponibilizadas pelo Banco Central através do sistema de expectativas. As séries temporais com periodicidade trimestral indicam em cada período a perspectiva de taxa de crescimento do PIB para os anos subsequentes em comparação ao ano corrente. O sistema disponibiliza a expectativa de variação para o ano seguinte, representado neste estudo pela variável *GDPProj1*.

O índice de confiança da indústria (ICI) faz parte da sondagem da indústria de transformação feita pelo IBRE e é calculado a partir da média aritmética do índice da situação atual (ISA) e do índice de expectativas (IE). O ISA mede o nível de otimismo do empresário em relação ao setor e à economia brasileira. Os dados foram convertidos de periodicidade mensal (não dessazonalizados) para trimestral a partir da média aritmética de cada trimestre. Variáveis expectacionais dessa natureza nunca foram utilizadas na modelagem da demanda de caminhões no Brasil. O trabalho de Hymans, Ackley e Juster (1970) utiliza para o mercado norte-americano de automóveis.

O objetivo da inclusão do Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa) não é estabelecer uma relação direta entre o mercado bursátil e as vendas de caminhões.⁴ Essa variável foi introduzida como *proxy* do ICI e da expectativa do PIB. Isso foi necessário porque há uma lacuna de dados no que concerne às variáveis expectacionais entre 1996 e 2000. A medição desse tipo de variável surgiu no Brasil somente no início dos anos 2000. Anteriormente a esse período, o próprio comprador dispunha de menos informações que lhe permitissem inferir a situação futura do país.

A construção da variável *PurchasingPower* busca capturar uma relação entre as vendas de caminhões e o poder de compra. A *proxy* escolhida para essa variável foi a massa salarial (população ocupada multiplicada pelo rendimento médio real), disponibilizada pelo IBGE, com periodicidade mensal a valores constantes. A série foi convertida para valores trimestrais através da soma dos valores em cada período.

O Quadro 1 mostra a lista de variáveis e suas principais características.

3 As séries especificadas estão disponíveis mediante solicitação ao autor correspondente.

4 Optou-se por escolher uma *proxy* de expectativa que estivesse entre as informações disponíveis ao comprador entre 1996 e 2002. Dessa forma, o índice da Ibovespa foi incluído como uma *proxy* das expectativas em relação à *performance* da economia.

Quadro 1 – Variáveis do modelo e suas características⁵

Variável	Nome	Unidade	Proxy	Fonte das séries utilizadas	Tendência	Sazonalidade			
						1º Tri-mes-tre	2º Tri-mes-tre	3º Tri-mes-tre	4º Tri-mes-tre
Vendas de caminhões no Brasil	Truck-Dem	Unidade vendida	Total de unidades vendidas no trimestre	Anfavea: (sem nome)	Declínio entre 2011 e 2016 e crescimento nos demais períodos	Vale		Pico	
Índice de preços de caminhões	PriceIndex	Índice (100 = 2018T4)	Índice de variação do preço dos caminhões em comparação aos demais produtos	Ibpe: IGP12_IPAVPT12_IPA-DI_1416979 IPA-DI_1416980	Declínio entre 1996 e 2018	Sazonalidade não observada			
PIB da agropecuária	GDPAgric	Milhões de R\$	PIB da agropecuária	Ipea: SCN104_PIBAGPV104	Crescimento entre 1996 e 2018	Pico		-	Vale
PIB da indústria	GDPInd	Milhões de R\$	PIB industrial	Ipea: SCN104_PIBINDV104	Crescimento entre 1996 e 2018	Vale	-	Pico	
PIB de serviços	GDPServ	Milhões de R\$	PIB de serviços	Ipea: SCN104_PIBSERV104	Crescimento entre 1996 e 2018	Vale	-		Pico
Crédito Concedido	Cred-Grant	Milhões de R\$	Desembolsos do BNDES para os setores de transporte rodoviário de carga	BNDES: H4930200, H4930201, H4930202, H4930203, e H4930204	Crescimento entre 1996 e 2014, declínio até 2017 e novo crescimento	Sazonalidade não observada			
Expectativa de PIB em um ano	GDPProj1	Índice (0-100)	Expectativa de aumento ou diminuição do PIB anual do ano seguinte em relação ao ano corrente	Banco Central: série gerada pelo sistema de expectativas do Bacen	Declínio entre 2010 e 2015, crescimento após 2015	Sazonalidade não observada			
Continuar									

Continua...

⁵ As figuras, tabelas e quadros constantes neste estudo têm a fonte explicitada. Nas citações em que isso não ocorre, as mesmas foram elaboradas pelo autor.

Conclusão.

Variável	Nome	Unidade	Proxy	Fonte das séries utilizadas	Tendência	Sazonalidade			
						1º Tri-mes-tre	2º Tri-mes-tre	3º Tri-mes-tre	4º Tri-mes-tre
Índice da situação atual	ISA	Índice 100 = neutro	Nível de otimismo do empresário em relação ao setor e à economia nacional em relação ao presente	Ibre: 1428468	Declínio entre 2010 e 2015, crescimento após 2015	Sazonalidade não observada			
Índice da Bolsa de Valores de São Paulo	Ibovespa	Índice de retorno médio	Índice de fechamento do mês da Bolsa de Valores de São Paulo	Ibre: 1001516	Crescimento entre 1996 e 2018	Sazonalidade não observada			
Poder de compra	PurchasingPower	Milhões de R\$	Índice de população ocupada multiplicado pelo rendimento médio real	IBGE: PME12_M RTP12	Crescimento entre 1996 e 2018	Vale	-		Pico

Fonte: Elaboração própria.

Algumas das informações julgadas relevantes foram constatadas indisponíveis, como é o caso do tamanho da frota (para todos os tipos de veículos, incluindo caminhões), conforme cita o Inventário Nacional de Emissões do Ministério do Meio Ambiente (2013, p. 74):

[...] a estimativa da frota nacional continuou se baseando em curvas de sucateamento teóricas aplicadas ao licenciamento e venda de veículos novos, persistindo a recomendação de que as mesmas devem ser calibradas e atualizadas pela comparação dos dados de frota registrada, com os dados de veículos licenciados anualmente pelos DETRAN (Departamento Estadual de Trânsito) nos Estados, buscando maior aderência com a frota, de fato, circulante.

Dados de tamanho da frota informados pelo Denatran e pela Agência Nacional de Transportes Terrestres (ANTT) foram desconsiderados por não refletirem o real número de veículos em circulação. A lacuna de informações engloba dados como idade média da frota e taxa de sucateamento dos veículos, também indisponíveis.

4 Análise dos Resultados

O modelo econométrico é uma regressão linear múltipla com dados de séries temporais com periodicidade trimestral referente à demanda agregada de veículos comerciais de transporte rodoviário de carga no Brasil. A inclusão de defasagens no modelo trouxe melhoria de resultados (maior R^2 ajustado) e sua determinação se deu através de um processo iterativo. Avaliou-se o efeito causado pelo aumento incremental da defasagem isolada de cada variável (comparando-se o coeficiente de determinação ajustado com valores prévios, sinais de coeficientes coerentes e p-valores aceitáveis) em um procedimento stepwise até que não se observasse mais melhoras no modelo por variações de lag. Os resultados mais relevantes dessa investigação podem ser visualizados no Apêndice B.

As vendas de caminhão no Brasil apresentam historicamente uma tendência de crescimento, constituindo um processo não estacionário. Dessa forma, a série da variável dependente (TruckDem, vendas de caminhão no Brasil) apresenta raízes unitárias, portanto não é possível construir um modelo de regressão linear múltipla estatisticamente robusto (GREENE, 2012) cuja variável dependente seja diretamente representada pela série histórica de vendas de caminhões no Brasil.

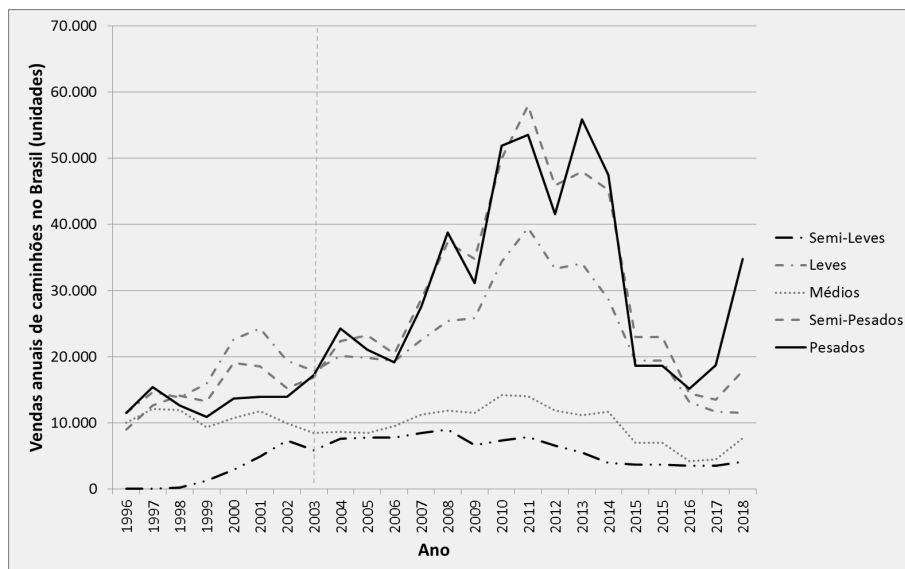
Para contornar o problema da existência de raízes unitárias existem alternativas como o mecanismo de correção de erros (MCE), utilizado por Fauth, Morais e Clezar (2011), ou a análise de cointegração, adotada por Villela (2014). Optou-se, entretanto, por trabalhar com o modelo em primeira diferença (VERBEEK, 2004), que soluciona de forma simples e aceitável os problemas de não estacionariedade, tornando desnecessários passos adicionais.

4.2 Uma Abordagem em Dois Modelos

Em 2003, inicia-se um novo mandato presidencial. Nessa mesma época, permite-se um aumento na capacidade de carga máxima dos caminhões circulantes no Brasil. O limite de 45 toneladas para transporte de carga foi elevado, mediante autorização especial, até 74 toneladas a partir de 1998. Em 2006, com a regulamentação da combinação de veículo de carga (CVC), conhecida como bitrem, o limite legal, sem necessidade de autorizações especiais, passou a ser 57 toneladas.

As vendas de caminhões apresentam uma mudança nesse período, deixando de haver uma distribuição homogênea das vendas entre as cinco categorias (semileves, leves, médios, semipesados e pesados) e prevalecendo as vendas de caminhões semipesados e pesados, conforme mostra a Figura 1.

Figura 1 – Vendas anuais por categoria de caminhão



Fonte: Ministério do Meio Ambiente (2013) e Anfavea (2018).

Esses eventos levantam a possibilidade de uma quebra estrutural em 2003. Para a análise estatística desse fato, seria necessária a construção de uma regressão suficientemente longa (WOOLDRIDGE, 2006), englobando o ano em questão. Entretanto, nem todas as séries estão disponíveis na mesma periodicidade ao longo de todo o intervalo, impedindo a realização desse teste.

Dessa forma, optou-se pela construção de dois modelos: 1996 a 2002 e 2003 a 2018. O primeiro intervalo compreende dois mandatos presidenciais⁶ (1995 a 1998 e 1999 a 2002) e o segundo, cinco, devido ao impeachment ocorrido em 2016 (2003 a 2006, 2007 a 2010, 2011 a 2014, 2015 a 2016 e 2016 a 2018).

4.3 Modelo 1996 -2002

Os modelos obtidos dentro desse intervalo foram selecionados segundo significância estatística, coerência econômica e interesse acadêmico, além da confirmação da viabilidade do modelo através de testes econométricos. O modelo 1996-2002 apresenta os resultados descritos na Tabela 1.

⁶ O início do período de análise se dá em 1996, e não em 1995, quando se inicia o primeiro governo de Fernando Henrique Cardoso, devido à indisponibilidade de dados das séries de PIB setorial utilizadas.

Tabela 1 – Resultados do modelo 1996-2002

Modelo 1996-2002					
Descrição	Variável $\Delta(x)$	Coefficiente (β)	p-valor ($p < 0.05$)	Defasagem (trimestres)	Unidade
Vendas de caminhões	$\Delta(\text{TruckDem})$	-	-	-	Unidades vendidas
Índice de preços	$\Delta(\text{PriceIndex})$	-260,19	0,02	1	Índice (2015T4 = 100)
Crédito concedido	$\Delta(\text{CredGrant})$	8,04	0,01	0	Milhões R\$
PIB agropecuária	$\Delta(\text{GDPAgric})$	0,35	0,00	4	Milhões R\$
PIB industrial	$\Delta(\text{GDPInd})$	0,14	0,03	1	Milhões R\$
PIB serviços	$\Delta(\text{GDPServ})$	-0,16	0,00	1	Milhões R\$
Ibovespa	$\Delta(\text{IBOVESPA})$	0,35	0,02	0	Índice ($\Delta\%$)
Massa salarial	$\Delta(\text{PurchasingPower})$	71,18	0,01	1	Milhões R\$
Intercepto	-	-329,11	0,30		-

Número de observações	23
Primeira observação	1997T2
Última observação	2002T4
Número de variáveis independentes	7
Coefficiente de determinação: R^2	0,83
Coefficiente de determinação ajustado: R^2 adj	0,75

Fonte: Elaboração própria.

O modelo foi submetido a testes econométricos sem nenhum resultado que o invalidasse (ver Tabela 4 do Apêndice A). Quanto à autocorrelação, o resultado foi inconclusivo, não sendo possível afirmar que o problema exista.

4.4 Modelo 2003-2018

Como visto, a disponibilidade de dados das variáveis expectationais somente a partir de início dos anos 2000 levou à decisão de estabelecer o intervalo de tempo entre 2003 e 2018, sincronizando o período de análise com os mandatos presidenciais. O modelo apresentou os resultados descritos na Tabela 2.

Tabela 2 – Resultados do modelo 2003-2018

Modelo 2003-2018					
Descrição	Variável $\Delta(x)$	Coeficiente (β)	p-valor ($p < 0.05$)	Defasagem (trimestres)	Unidade
Vendas de caminhões	$\Delta(\text{TruckDem})$	-	-	-	Unidades vendidas
Índice de preços	$\Delta(\text{PriceIndex})$	-354,40	0,02	1	Índice (2018T4 = 100)
Crédito concedido	$\Delta(\text{CredGrant})$	0,49	0,00	0	Milhões R\$
PIB agropecuária	$\Delta(\text{GDPAgric})$	0,068	0,01	2	Milhões R\$
PIB industrial	$\Delta(\text{GDPInd})$	0,075	0,01	1	Milhões R\$
PIB serviços	$\Delta(\text{GDPServ})$	-0,080	0,00	1	Milhões R\$
Expectativa de PIB em um ano	$\Delta(\text{GDPproj1})$	1663,94	0,02	0	Índice ($\Delta\%$)
Índice da situação atual	$\Delta(\text{ISA})$	159,38	0,01	0	Índice (Neutro = 100)
Intercepto	-	628,12	0,07	-	-
Número de observações				62	
Primeira observação				2003T3	
Última observação				2018T4	
Número de variáveis independentes				7	
Coeficiente de determinação: R^2				0,73	
Coeficiente de determinação ajustado: R^2 adj				0,69	

Fonte: Elaboração própria.

Nenhum teste apresentou resultados que invalidassem o modelo integrado de primeira ordem (ver Tabela 5 do Apêndice A). A hipótese H_0 de que exista raiz unitária ao nível de significância de 95% para qualquer das variáveis não foi sustentada, como esperado.

4.5 Considerações sobre ambos os Modelos

Os índices de determinação ajustados (R^2 adj) encontrados são 0,75 e 0,69 para o primeiro e segundo modelos, respectivamente. Observa-se que as variáveis independentes podem ser divididas em três grupos: variáveis microeconômicas (inerentemente associadas ao mercado de caminhões), variáveis macroeconômicas (ligadas ao PIB e à massa salarial) e variáveis expectacionais.⁷

O preço tem um efeito defasado de um trimestre sobre as vendas, enquanto o efeito do crédito é percebido dentro do mesmo trimestre. Crédito e preço têm os sinais algébricos esperados. Quanto ao PIB, há defasagem no efeito sobre as

7 Encontra-se, no Apêndice B, alguns cálculos de elasticidades para datas especificamente escolhidas: segundo trimestre de 2018 e último trimestre de 2001.

vendas (um trimestre no caso da indústria e de serviços e dois a quatro trimestres no caso da agropecuária, dependendo do período analisado).

O PIB industrial e da agropecuária apresentam coeficientes com sinais positivos, enquanto o PIB de serviços tem sinal negativo. A inversão do sinal do PIB de serviços indica que, mediante o crescimento do mesmo, é esperada uma desaceleração (decréscimo do crescimento ou intensificação do declínio) na demanda por caminhões, uma vez que se tratam de modelos em primeira diferença. Os coeficientes dos três setores têm a mesma ordem de grandeza, indicando similaridade na intensidade do efeito causado sobre as vendas, mas somente porque as variáveis relacionadas ao PIB estão expressas em reais. A adoção de variações percentuais do PIB dificultaria a interpretação da regressão (uma unidade percentual do PIB de serviços é substancialmente maior em reais que uma unidade percentual do PIB da agropecuária, por exemplo).

A massa salarial apresenta coeficiente positivo com um trimestre de defasagem. Além disso, observa-se influência da situação presente, representada pelo índice de situação atual, e pelo futuro imediato, representado pela projeção de PIB para o ano seguinte (no modelo 2003-2018). Ambas as variáveis apresentam efeitos não defasados sobre as vendas de caminhões.⁸ Ibovespa, no modelo 1996-2002, apresenta o mesmo comportamento.

8 A opção pelo modelo em primeira diferença traz alguns cuidados quanto a sua interpretação. A análise de elasticidades requer a criação de uma data de referência, para que seja realizada pontualmente, e está detalhada no Apêndice B.

4.6 Uma Comparação aproximada entre Modelos

Uma comparação simples entre os modelos para o período de 1996 a 2002 e para 2003 a 2018 não é possível, uma vez que se tratam de modelos com construções distintas. Entretanto, dada a utilização de algumas séries em comum, e algumas similaridades na lógica de construção de ambos os modelos, algumas considerações são cabíveis. As principais características de cada modelo estão emparelhadamente descritas na Tabela 3.

Tabela 3 – Uma comparação aproximada entre os modelos 1996-2002 e 2003-2018

Modelo 1996-2002					Modelo 2003-2018			
(β)	Lag	Variáveis			Variáveis		Lag	(β)
-	-	Δ(TruckDem)	Vendas de caminhões	Variável dependente	Vendas de caminhões	Δ(TruckDem)	-	-
-260,19	1	Δ(PriceIndex)	Índice de preços	Variáveis microeconômicas	Índice de pregos	Δ(PriceIndex)	1	-354,40
8,04	0	Δ(CredGrant)	Crédito concedido		Crédito concedido	Δ(CredGrant)	0	0,49
0,35	4	Δ(GDPAgric)	PIB agropecuária		PIB agropecuária	Δ(GDPAgric)	2	0,068
0,14	1	Δ(GDPInd)	PIB industrial	Variáveis macroeconômicas	PIB industrial	Δ(GDPInd)	1	0,075
-0,16	1	Δ(GDPServ)	PIB serviços		PIB serviços	Δ(GDPServ)	1	-0,080
71,18	1	Δ(Purchasing Power)	Massa salarial		-	-	-	-
0,35	0	Δ(IBOVESPA)	Ibovespa	Variáveis expectacionais	Expectativa de PIB em um ano	Δ(GDPProj1)	0	1663,94
					Índice da situação atual vendas de caminhões	Δ(ISA) Δ(TruckDem)	0	159,38

Fonte: Elaboração própria.

Quanto às defasagens, observa-se o mesmo valor na maior parte das variáveis comuns a ambos os modelos. A exceção se dá quanto ao PIB da agropecuária, cuja defasagem se reduziu de quatro para dois trimestres a partir de 2003. Relativamente aos componentes setoriais do PIB, observam-se diferenças. No modelo 1996-2002, há um coeficiente mais alto do PIB da agropecuária em relação aos demais setores, enquanto, no modelo 2003-2018, os coeficientes são semelhantes para agropecuária, indústria e serviços.

Quanto à confiança do comprador, representa uma das principais diferenças entre os modelos, não sendo possível utilizar variáveis que se mostrem relevantes e estejam disponíveis em ambos os períodos. O Ibovespa, utilizado no modelo

1996-2002, é menos diretamente relacionado à confiança que o ISA, utilizado no modelo 2003-2018. Entretanto, deve-se considerar que a *proxy* é o que melhor havia para o comprador da época.

5 Considerações Finais

Este estudo diferencia-se dos demais encontrados na literatura em diversos aspectos. Dentre eles, pode-se citar a escolha do objeto de pesquisa (demanda por caminhões), a extensa análise da literatura existente, a opção pelas variáveis utilizadas no modelo e suas respectivas defasagens, a variedade de testes econômicos aplicados e a abrangência do período adotado.

A não estacionariedade verificada na série de vendas de caminhões no Brasil (variável dependente) mostra que a presença de raízes unitárias conduz a resultados espúrios quando uma regressão linear é simplesmente tentada, independentemente da escolha das variáveis independentes. A opção pela regressão linear dos dados em primeira diferença eliminou os problemas de não estacionariedade, mas demandou mais cautela na interpretação dos resultados, por se tratar da comparação entre variações.

Uma mudança no comportamento de vendas observadas a partir de 2003 (quando a venda de caminhões pesados se tornou preponderante) foi, supõe-se, uma quebra estrutural e motivou a construção dos dois modelos (um para o período de 1996 a 2002 e outro para 2003 a 2018), proporcionando melhores resultados que a adoção de um modelo único.

Os modelos empregam três grupos de variáveis: microeconômicas, macroeconômicas e expectativas. Quanto às variáveis microeconômicas, relacionadas diretamente ao mercado de caminhões, observou-se comportamento mais reativo que prospectivo por parte do comprador no que diz respeito ao preço. Isto é indicado pelas acelerações e desacelerações nas vendas observadas defasadamente a diminuições e aumentos de preços, respectivamente. A defasagem de um período indica que o tempo necessário para a propagação da informação sobre variação de preços (somado ao tempo para a tomada de decisão por parte do comprador e ao tempo médio para concretização da compra) é superior a um e inferior a dois trimestres.

No caso das variáveis macroeconômicas, mais especificamente o PIB, o modelo vai além ao separar os efeitos advindos dos setores que o compõem (agropecuária, indústria e serviços) e constata influências distintas provenientes de cada um deles.

Os coeficientes têm a mesma ordem de grandeza (em módulo), indicando uma equivalência na magnitude de efeitos sobre as vendas de caminhões para cada real acrescido ou decrescido em cada setor. Por outro lado, isto também implica magnitudes bastante distintas de efeito para cada variação porcentual (como é comumente analisado) do PIB de cada setor. Em ambos os modelos, o PIB da

agropecuária apresentou defasagem maior que os outros dois setores, possivelmente causada pela sazonalidade inerente a esse setor da economia.

O PIB de serviços apresentou coeficiente negativo, diferentemente dos demais. Os motivos por trás desse fato não são triviais e são uma oportunidade de investigação para estudos futuros. Dentre as possíveis explicações, pode-se especular que o incremento da predominância de serviços como parcela do PIB estaria relacionado a uma desaceleração na demanda por transporte de cargas.

A variável massa salarial melhorou a qualidade do modelo no período de 1996 a 2002 (maior R^2 ajustado), mas não se mostrou relevante para o período de 2003 a 2018. Quanto às variáveis expectativas, o estudo também incorpora variáveis relacionadas à confiança do consumidor, até então ausentes em estudos para o mercado brasileiro.

No modelo 2003-2018, a expectativa de PIB para o próximo ano e as sondagens da indústria (ISA) mostraram sinais positivos e efeito imediato. Para o período de 1996 a 2002, a modelagem exigiu outra proxy, devido à inexistência de estimadores de expectativa propriamente dita. O Ibovespa demonstrou bom ajuste para esse fim com coeficiente positivo e sem defasagem para as vendas.

A inclusão de defasagens ao modelo mostrou-se assertiva ao permitir o cômputo de um estudo mais preciso enquanto colaborou para a compreensão dos atrasos na efetividade dos efeitos de cada variável sobre a demanda de caminhões. Apenas metade dos modelos analisados na revisão de literatura evidenciaram esse aspecto da análise, em sua maior parte internacionais.

Conclui-se, portanto, que a venda de caminhões no Brasil não pode ser analisada a partir de uma óptica limitada apenas ao seu próprio mercado. Aos *players* dessa indústria, não cabe apenas elaborar uma política de preços eficiente ou requerer melhores condições de crédito, mas também compreender o panorama macroeconômico, suas prospecções e como isso afeta o comprador.

Referências

ANFAVEA. *Anuário da indústria automobilística 2018*. São Paulo, 2018. Disponível em: <http://www.anfavea.com.br/anuarios.html>. Acesso em: 23 de out. de 2019.

ANGELO, C. D.; FAVERO, L. Modelo de preços hedônicos para a avaliação de veículos novos. In: SEMINÁRIO EM ADMINISTRAÇÃO, 6., [s.n.], 2003, São Paulo. *Anais [...]*. São Paulo: FEA-USP, 2003.

BAJIC, V. Market shares and price-quality relationships: an econometric investigation of the US automobile market. *Southern Economic Journal*, Evanston, v. 54, n. 4, p. 888-900, 1988.

BAUMGARTEN JUNIOR, A. L. Demanda de automóveis no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 26, n. 2, p. 203-297, 1972.

BERRY, S.; LEVINSOHN, J.; PAKES, A. differentiated products demand systems from a combination of micro and macro data: the new car market. *Journal of Political Economy*, v. 112, n 1, p. 68-105, 2004.

BUCKLEY, P.; WESTBROOK, D. M. Market definition and assessing the competitive relationship between rail and truck transportation. *Journal of Regional Science*, v. 31, p. 329-346, 1991.

CARLTON, D. W.; PERLOFF, J. M. *Modern industrial organization*. Scott: Foresman/Little, 1990.

COWLING, K.; CUBBIN, J. Price, quality and advertising competition: an econometric investigation of the United Kingdom car market. *Economica*, p. 378-394, 1971.

CNT. *Boletim Estatístico*, 2019. Disponível em: <https://www.cnt.org.br/boletins>. Acesso em: 22 de out. de 2019.

DAVIES JUNIOR, C. *A previsão da demanda automotiva brasileira de longo prazo baseada em modelos econométricos univariados*. Dissertação (Mestrado em Economia) – Escola de Administração de Empresas de São Paulo, Fundação Getulio Vargas, São Paulo, 2011.

DE NEGRI, J. A. *Elasticidade-renda e elasticidade-preço da demanda de automóveis no Brasil*. Brasília: IPEA, 1998. Texto Para Discussão, n. 558, p. 25.

DORWARD, N.; POKORNY, M.; BAYLDON, R. The UK truck market: An investigation into truck purchasing behaviour and changing market shares. *The Journal of Industrial Economics*, Bruxelas, p. 73-95, 1983.

DYCKMAN, T. R. An aggregate-demand model for automobiles. *Journal of Business*, p. 252-266, 1965.

FAUTH, K. M.; MORAIS, I. A. C. D.; CLEZAR, R. V. O mercado de automóveis, ônibus e caminhões no Brasil, 1996-2008. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 37., 2011, *Anais eletrônicos [...]* Niterói: ANPEC – Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2009/inscricao.on/arquivos/000-8d8a1c7eb496ce1680ca428558c0b429.doc>. Acesso em: 15 de mar. 2015.

FIPE. *Índices e indicadores*, 2019. Disponível em: <https://veiculos.fipec.org.br/>. Acesso em: 23 de out. 2019.

FIUZA, E. *Automobile demand and supply in Brazil: effects of tax rebates and trade liberalization on price-marginal cost markups in the 1990s*. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. Texto Para Discussão, n. 916.

GABRIEL, L. F. A indústria automobilística no Brasil e a demanda de veículos no período 2000-2010. *Análise Econômica*, Porto Alegre, v. 31, n. 59, p. 247-278, 2013.

GONÇALVES, C. A. B. *O mercado de caminhões no Brasil: um estudo econométrico dos determinantes das vendas de veículos*. Dissertação (Mestrado Profissional em Administração) – Escola de Administração de Empresas, Fundação Getulio Vargas, São Paulo, 2016.

GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 7th ed. New York: Pearson Education, 2012.

GUAL, J. An econometric analysis of price differentials in the EEC automobile market. *Applied Economics*, v. 25, n. 5, p. 599-607, 1993.

HESS, A. C. A comparison of automobile demand equations. *Journal of the Econometric Society*, p. 683-701, 1977.

HOFFER, G.; MARCHAND, J.; ALBERTINE, J. Pricing in the automobile industry: a simple econometric model. *Southern Economic Journal*, p. 948-951, 1971.

HYMANS, S. H.; ACKLEY, G.; JUSTER, F. T. Durable spending: explanation and prediction. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 1970, n. 2, p. 173-206, 1970.

IBRE. *IGP-DI - Índice geral de preços – disponibilidade interna: metodologia*. São Paulo: IBRE, 2015.

IBGE. *Panorama*, 2019. Disponível em: <https://cidades.ibge.gov.br/brasil/panorama>. Acesso em: 22 de out. 2019.

IRVINE, F. O. Demand equations for individual new car models estimated using transaction prices with implications for regulatory issues. *Southern Economic Journal*, p. 764-782, 1983.

LOURENÇO, I. D. S.; NASCIMENTO, L. D. O. *Métodos de previsão aplicados a uma série de volume de produção de caminhões*. Trabalho de Conclusão de Curso (Pós Graduação em Métodos Estatísticos) – Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2012.

MINC, C. Ministério do Meio Ambiente. *Inventário nacional de emissões atmosféricas por veículos rodoviários*, 2013. Disponível em: http://www.mma.gov.br/estruturas/182/_arquivos/inventri_o_de_emisses_veiculares_182.pdf. Acesso em: 15 jun. 2016.

MORAES, R. A.; SILVEIRA, J. A. Elasticidade-preço e elasticidade-renda da demanda na indústria automobilística brasileira: uma análise da última década para os veículos populares. In: SEMEAD, 8. 2005. São Paulo. *Anais eletrônicos [...]* São Paulo: FEA – USP, 2005. Disponível em: <http://sistema.semead.com.br/8semead/resultado/trabalhosPDF/208.pdf>. Acesso em: 14 set. 2015.

MORAIS, I. A. C. D.; PORTUGAL, M. S. A Markov switching model for the Brazilian Demand for Imports: analyzing the import substitution process in Brazil. *Revista de Econometria*, Rio de Janeiro, v. 25, n. 2, p. 173-218, 2005.

RIPPE, R. D.; FELDMAN, R. L. The impact of residential construction on the demand for automobiles: an omitted variable. *Journal of Business*, p. 389-401, 1976.

ROOS, C. F.; VON SZELISKI, V. *Factors governing changes in domestic automobile demand*. [S.l.]: Dynamics of Automobile Demand, General Motors Corporation, 1939.

SCHIRALDI, P. Automobile replacement: a dynamic structural approach. *The RAND journal of economics*, v. 42, n. 2, p. 266-291, 2011.

SINDIPEÇAS. *Relatório da Frota Circulante*, 2019. Disponível em: https://www.sindipecas.org.br/sindinews/Economia/2019/RelatorioFrotaCirculante_Maio_2019.pdf. Acesso em: 22 out. 2019.

TISHLER, A. The demand for cars and the price of gasoline: the user cost approach. *The Review of Economics and Statistics*, p. 184-190, 1982.

TURNOVSRY, S. J. The New Zealand automobile market, 1948-63: an econometric case-study of disequilibrium. *Economic Record*, v. 42, n. 1, p. 256-273, 1966.

VERBEEK, M. *Modern Econometrics*. 2nd ed. [S.l.]: John Wiley, 2004.

VIANNA, R. D. L. *O comportamento da demanda de automóveis: um estudo econométrico*. Dissertação (Mestrado em Economia) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 1988.

VILLELA, B. A. M. *Demanda por veículos novos no Brasil: uma análise robusta a quebras estruturais*. Dissertação (Mestrado em Finanças e Economia Empresarial) – Escola de Pós-Graduação de Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2014.

WILTON, D. A. An econometric model of the canadian automotive manufacturing industry and the 1965 automotive agreement. *The Canadian Journal of Economics*, v. 5, n. 2, p. 157-181, 1972.

WITT, S. F.; JOHNSON, S. R. An econometric model of new-car demand in the UK. *Managerial and Decision Economics*, v. 7, n. 1, p. 19-23, 1986.

WOLFF, P. D. The demand for passenger cars in the United States. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 113-129, 1938.

WOOLDRIDGE, J. M. *Introdução à Econometria - uma abordagem moderna*. 2. ed. São Paulo: Thomson Learning, 2006.

Apêndice A – Resultados dos Testes Econométricos

a) Testes econométricos:

Tabela 4 – Testes econométricos aplicados ao modelo 1996-2002

Modelo 1996-2002: testes econométricos		
Multicolinearidade		
Avaliação do variance inflation factor (VIF) por variável	VIF	Resultado (< 10)
Índice de preços	1,36	Aprovado
Crédito concedido	1,50	Aprovado
PIB agropecuária	1,81	Aprovado
PIB industrial	1,51	Aprovado

Continua...

Conclusão.

Modelo 1996-2002: testes econométricos			
Multicolinearidade			
Avaliação do variance inflation factor (VIF) por variável		VIF	Resultado (< 10)
PIB serviços		2,80	Aprovado
Ibovespa		1,40	Aprovado
Massa salarial		3,02	Aprovado
VIF médio		1,91	Aprovado
Normalidade			
Teste de Shapiro-Wilk		p-valor	Resultado (> 0.05)
H_0 : distribuição do resíduo é normal		0,87	Não rejeitar H_0 : aprovado
Heteroscedasticidade			
Teste de Breusch-Pagan / Cook-Weisberg		p-valor	Resultado (> 0.05)
H_0 : variância dos <i>fitted values</i> é constante		0,07	Não rejeitar H_0 : aprovado
Estacionariedade			
Teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF)		p-valor	Resultado (< 0.05)
H_0 : existe raiz unitária	TruckDem	0,00	Rejeitar H_0 : aprovado
H_0 : existe raiz unitária	Fitted Values	0,00	Rejeitar H_0 : aprovado
H_0 : existe raiz unitária	PriceIndex lag(1)	0,00	Rejeitar H_0 : aprovado
H_0 : existe raiz unitária	CredGrant	0,04	Rejeitar H_0 : aprovado
H_0 : existe raiz unitária	GDPAgric lag(4)	0,00	Rejeitar H_0 : aprovado
H_0 : existe raiz unitária	GDPInd lag(1)	0,00	Rejeitar H_0 : aprovado
H_0 : existe raiz unitária	GDPServ lag(1)	0,00	Rejeitar H_0 : aprovado
H_0 : existe raiz unitária	Ibovespa	0,00	Rejeitar H_0 : aprovado
H_0 : existe raiz unitária	PurchasingPower lag(1)	0,00	Rejeitar H_0 : aprovado
Autocorrelação			
Teste de Durbin-Watson		d	Resultado
Estatística d para 54 observações/ 7 variáveis		2,21	Indeterminado

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 5 – Testes econométricos aplicados ao modelo 2003-2018

Modelo 2003-2018: testes econométricos		
Multicolinearidade		
Avaliação do variance inflation factor (VIF) por variável	VIF	Resultado (< 10)
Índice de preços	1,06	Aprovado
Crédito concedido	1,30	Aprovado
PIB agropecuária	1,71	Aprovado
PIB industrial	2,10	Aprovado
PIB serviços	2,05	Aprovado
Expectativa de PIB em um ano	1,78	Aprovado
Índice da situação atual	1,37	Aprovado
VIF médio	1,62	Aprovado

Continua...

Conclusão.

Modelo 2003-2018: testes econométricos			
Multicolinearidade			
Avaliação do <i>variance inflation factor</i> (VIF) por variável	VIF	Resultado (< 10)	
Normalidade			
Teste de Shapiro-Wilk	p-valor	Resultado (> 0,05)	
H ₀ : distribuição do resíduo é normal	0,83	Não rejeitar H ₀ : aprovado	
Heteroscedasticidade			
Teste de Breusch-Pagan / Cook-Weisberg	p-valor	Resultado (> 0.05)	
H ₀ : variância dos <i>fitted values</i> é constante	0,74	Não rejeitar H ₀ : aprovado	
Estacionariedade			
Teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF)	p-valor	Resultado (< 0,05)	
H ₀ : existe raiz unitária	TruckDem	0,00	Rejeitar H ₀ : aprovado
H ₀ : existe raiz unitária	Fitted Values	0,00	Rejeitar H ₀ : aprovado
H ₀ : existe raiz unitária	PriceIndex lag(1)	0,00	Rejeitar H ₀ : aprovado
H ₀ : existe raiz unitária	CredGrant	0,00	Rejeitar H ₀ : aprovado
H ₀ : existe raiz unitária	GDPAgric lag(2)	0,00	Rejeitar H ₀ : aprovado
H ₀ : existe raiz unitária	GDPInd lag(1)	0,00	Rejeitar H ₀ : aprovado
H ₀ : existe raiz unitária	GDPServ lag(1)	0,00	Rejeitar H ₀ : aprovado
H ₀ : existe raiz unitária	GDPProj1	0,00	Rejeitar H ₀ : aprovado
H ₀ : existe raiz unitária	ISA	0,00	Rejeitar H ₀ : aprovado
Autocorrelação			
Teste de Durbin-Watson	d	Resultado	
Estatística d para 54 observações / 7 variáveis	2,54	Indeterminado	

Fonte: Elaboração própria.

b) elasticidades:

Dois pontos no tempo foram escolhidos para o cálculo das elasticidades. Para o modelo 1996-2002, o ponto escolhido é 2001T4. Para o modelo 2003-2018, a escolha é 2018T2.⁹ Como ambos os modelos estão em primeiras diferenças, as elasticidades para os respectivos valores originais também são calculadas em uma segunda etapa.

Tabela 6 – Elasticidades dos modelos 1996-2002 e 2003-2018

				Modelo 1996-2002	Modelo 2003-2018
Variáveis independentes				Elasticidades em 2001T4 ($\Delta y/y / \Delta x/x$)	Elasticidades em 2018T2 ($\Delta y/y / \Delta x/x$)
PriceIndex	Índice: referência	Primeira diferença	$\Delta(\text{PriceIndex})$	-0,42	-0,25
	em 2018T4	Valor original	PriceIndex	-2,43	-2,30

Continua...

9 O critério de escolha para um trimestre de referência foi o último cujo efeito sobre as vendas ainda estava dentro do intervalo do modelo (defasagens consideradas).

Conclusão.

				Modelo 1996-2002	Modelo 2003-2018
Variáveis independentes				Elasticidades em 2001T4 ($\Delta y/y / \Delta x/x$)	Elasticidades em 2018T2 ($\Delta y/y / \Delta x/x$)
CredGrant	Milhões R\$	Primeira diferença	$\Delta(\text{CredGrant})$	-0,63	0,56
		Valor original	CredGrant	0,22	0,24
GDPAgric	Milhões R\$	Primeira diferença	$\Delta(\text{GDPAgric})$	-0,12	-0,2
		Valor original	GDPAgric	0,26	0,19
GDPInd	Milhões R\$	Primeira diferença	$\Delta(\text{GDPInd})$	0,23	0,51
		Valor original	GDPInd	0,67	1,81
GDPServ	Milhões R\$	Primeira diferença	$\Delta(\text{GDPServ})$	1,87	-1,15
		Valor original	GDPServ	-2,24	-6,52
Ibovespa	Índice (%)	Primeira diferença	$\Delta(\text{IBOVESPA})$	-0,04	-
		Valor original	IBOVESPA	0,26	-
PurchasingPower	Milhões R\$	Primeira diferença	$\Delta(\text{PurchasingPower})$	3,38E-03	-
		Valor original	PurchasingPower	1,80	-
GDPProj1	Índice (%)	Primeira diferença	$\Delta(\text{GDPProj1})$	-	0,01
		Valor original	GDPProj1	-	0,35
ISA	Índice (neutro = 100)	Primeira diferença	$\Delta(\text{ISA})$	-	-0,10
		Valor original	ISA	-	0,55

Fonte: Elaboração própria.

Nota: x é o valor das variáveis independentes na data de referência e y é o valor da variável dependente na data de referência; primeira diferença: cálculo das elasticidades baseado nos dados em primeira diferença; valor original: cálculo das elasticidades baseado nos valores originais das variáveis (antes da diferenciação).

Apêndice B – Metodologia para Determinação das Defasagens e seus Resultados

A avaliação do efeito causado pelo aumento incremental da defasagem isolada de cada variável (comparando-se o coeficiente de determinação ajustado com valores prévios, sinais de coeficientes coerentes e p -valores aceitáveis) foi o método utilizado para a determinação das defasagens. A Tabela 7 mostra as prin-

cipais avaliações realizadas para o modelo 1996-2002 e a Tabela 8, para o modelo 2003-2018.

Tabela 7 – Variações de defasagem no modelo 1996-2002

Modelo investi- gado	Período 1996-2002								
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VII	IX
$\Delta(\text{Pri-} \\ \text{celindex})$	Lag 0 p-valor 0,98 (β) -2,22	1 0,71 -36,07	1 0,18 -132,16	1 0,05 -226,17	1 0,01 -333,61	1 0,11 -167,09	1 0,02 -260,18	1 0,42 -119,87	1 0,34 -176,18
$\Delta(\text{Cred-} \\ \text{Grant})$	Lag 0 p-valor 0,63 (β) 2,69	0 0,58 3,12	0 0,25 3,81	0 0,26 3,66	0 0,04 7,75	0 0,64 1,80	0 0,01 8,04	0 0,02 10,72	0 0,08 8,47
$\Delta(\text{GDPA-} \\ \text{gric})$	Lag 0 p-valor 0,82 (β) -0,35	0 0,84 -0,03	1 0,80 0,04	2 0,73 -0,04	3 0,05 -0,22	4 0,17 0,19	4 0,00 0,35	4 0,27 0,18	4 0,46 0,19
$\Delta(\text{GD-} \\ \text{Plnd})$	Lag 0 p-valor 0,00 (β) 0,25	0 0,01 0,24	1 0,30 0,84	1 0,21 0,17	1 0,57 0,04	1 0,02 0,17	1 0,02 0,14	2 0,02 0,22	4 0,16 0,19
$\Delta(\text{GDP-} \\ \text{Serv})$	Lag 0 p-valor 0,58 (β) -0,03	0 0,53 -0,04	1 0,03 -0,12	1 0,00 -0,14	1 0,00 -0,13	1 0,00 -0,11	1 0,00 -0,16	2 0,53 0,02	4 0,91 -0,01
$\Delta(\text{Iboves-} \\ \text{pa})$	Lag 0 p-valor 0,27 (β) 0,21	0 0,34 0,19	0 0,01 0,53	0 0,02 0,50	0 0,00 0,54	0 0,03 0,36	0 0,02 0,35	0 0,18 0,28	0 0,18 0,39
$\Delta(\text{Pur-} \\ \text{chasing-} \\ \text{Power})$	Lag 0 p-valor 0,36 (β) -26,99	0 0,34 -27,35	0 0,12 50,54	1 0,07 61,27	1 0,01 77,80	0 0,04 -42,04	1 0,01 71,18	1 0,82 -5,87	1 0,92 3,35
R^2 adj	0,41	0,42	0,41	0,45	0,63	0,70	0,75	0,41	0,25
Resultado	Rejeita- do	Rejeita- do	Rejeita- do	Rejeita- do	Rejeita- do	Rejeita- do	Aprova- do	Rejeita- do	Rejeita- do

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 8 – Variações de defasagem no modelo 2003-2018

Modelo investigado	Período 2003-2018								
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX
Δ(PPriceIn- dex)									
Lag	0	1	1	1	1	1	1	1	1
p-valor	0,82	0,51	0,09	0,05	0,12	0,02	0,02	0,34	0,12
(β)	-38,20	-107,80	-278,97	-383,05	-239,39	-388,47	-354,40	-168,28	-333,74
Δ(Cred- Grant)									
Lag	0	0	0	1	0	0	0	0	1
p-valor	0,00	0,00	0,00	0,41	0,00	0,00	0,00	0,00	0,54
(β)	0,47	0,48	0,53	0,09	0,46	0,55	0,49	0,55	0,08
Δ(GDPAgric)									
Lag	0	0	1	2	2	2	2	2	2
p-valor	0,91	1,00	0,06	0,03	0,03	0,02	0,01	0,34	0,01
(β)	0,01	0,00	0,24	0,97	0,06	0,07	0,07	0,67	0,10
Δ(GDPInd)									
Lag	0	0	1	1	1	1	1	2	1
p-valor	0,00	0,00	0,00	0,04	0,11	0,00	0,01	0,00	0,05
(β)	0,09	0,08	0,11	0,08	0,04	0,10	0,08	-0,09	0,08
Δ(GDPServ)									
Lag	0	0	1	1	1	1	1	2	1
p-valor	0,07	0,07	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,12	0,00
(β)	0,04	0,04	-0,05	-0,10	-0,07	-0,09	-0,08	0,05	-0,11
Δ(GDP- Proj1)									
Lag	0	0	0	0	1	0	0	0	1
p-valor	0,15	0,09	0,07	0,20	0,08	0,00	0,02	0,62	0,23
(β)	1,123,60	1,362,20	1,351,60	1,139,27	-1,169,09	2,449,09	1,663,94	394,37	-1,212,33
Δ(ISA)									
Lag	0	0	0	0	0	1	0	0	1
p-valor	0,10	0,12	0,03	0,00	0,00	1,00	0,01	0,00	0,13
(β)	104,70	97,13	134,21	247,67	233,20	0,26	159,38	206,84	127,41
R² adj	0,63	0,64	0,65	0,54	0,68	0,65	0,69	0,57	0,40
Resultado	Rejeitado	Rejeitado	Rejeitado	Rejeitado	Rejeitado	Rejeitado	Aprovado	Rejeitado	Rejeitado

Fonte: Elaboração própria.

Autor correspondente:

Carlos Aurélio Bustamante Gonçalves

E-mail: carlos.a.b.goncalves@gmail.com

Recebido em: 08/10/2018.

Aceito em: 25/05/2020.



Este é um artigo de acesso aberto distribuído sob os termos da Creative Commons Attribution CC-BY 4.0, que permite uso irrestrito, distribuição e reprodução em qualquer meio, desde que o trabalho original seja devidamente citado.