

Nicolas Habib

**DETERMINANTES DA DEMANDA POR AUTOMÓVEIS NO
BRASIL**

São Paulo
Dezembro/2009

Nicolas Habib

**DETERMINANTES DA DEMANDA POR AUTOMÓVEIS NO
BRASIL**

Monografia apresentada ao curso de Ciências Economias,
como requisito parcial para obtenção do grau de Bacharel do
Insper - IBMEC São Paulo.

Orientador:

Prof. Dr. Eduardo C. Andrade – Insper - IBMEC São
Paulo

São Paulo
Dezembro/2009

Habib, Nicolas

Determinantes da Demanda por Automóveis no Brasil./ Nicolas Habib.
– São Paulo: Ibmec, 2009.
46 f.

Monografia: Faculdade de Economia e Administração. Ibmec São Paulo.

Orientador: Prof. Dr. Eduardo C. Andrade

1.Demanda por Automóveis 2. Incentivos Fiscais 3. Elasticidade Preço

Nicolas Habib

DETERMINANTES DA DEMANDA POR AUTOMÓVEIS NO BRASIL.

Monografia apresentada à Faculdade de Economia, do Insper - IBMEC São Paulo
como parte dos requisitos para conclusão do curso de graduação em Economia.

Aprovado em Dezembro 2009

EXAMINADORES

Prof. Dr. Eduardo C. Andrade

Orientador

Prof. Dr. Fábio Augusto dos Reis Gomes

Examinador

Prof. Dr. Rodrigo Moita

Examinador

AGRADECIMENTOS

Agradeço aos professores Rodrigo Moita e Eduardo Andrade pela orientação nesta monografia. Realmente foi um prazer receber diretrizes suas, e discutir sobre os possíveis caminhos que o trabalho poderia tomar.

Obrigado.

DEDICATÓRIA

Em pró dos profissionais que dedicam suas vidas e suas carreiras à educação.

Muitas pessoas doam recursos e bens, mas *doar* tempo, conhecimento e sabedoria exigem um grau muito elevado de altruísmo. Por isto dedico e agradeço todo meu conhecimento, e meus aprendizados a cada pessoa que tenha composto minha formação. Desde o jardim de infância, escola, cursinho, faculdade de engenharia e agora de economia. Sei que a corrida ainda não acabou. Muito pelo contrário, está apenas começando... Porem agora eu terei que correr sozinho.

Espero não desapontá-los.

RESUMO

HABIB, Nicolas. Determinantes da Demanda por automóveis no Brasil. São Paulo, 2009. 46p. Monografia – Faculdade de Economia do Insper - IBMEC São Paulo.

O presente trabalho busca estimar uma equação de demanda por veículos para o Brasil, considerando-se o período de Janeiro de 1999 a Agosto de 2009. As variáveis explicativas consideradas na análise foram: Índice de Preços, Índice de Confiança do Consumidor, Produção Industrial, Prazo Médio de Financiamento e uma Variável Indicadora para o atual período de incentivo fiscal feita pelo Governo Federal, reduzindo o IPI.

O método de estimação adotado foi o Mínimos Quadrados em 2 Estágios. Os resultados sugerem que a relação entre preço e a quantidade se dá de acordo com o esperado pela teoria econômica e o valor da elasticidade estimado foi, em módulo, maior que a unidade, indicando uma forte elasticidade da demanda em relação ao preço. Outro resultado importante foi a política de incentivos fiscais promovida pelo Governo para aquecer o mercado automobilístico foi relevante, ou seja, houve impacto positivo sobre a demanda.

Palavras-Chave: Demanda Automóveis, Mínimos Quadrados em 2 estágios, Política de Incentivo Fiscal.

ABSTRACT

HABIB, Nicolas. Determinantes da Demanda por automóveis no Brasil. São Paulo, 2009. 46p. Monograph – Faculdade de Economia do Insper - IBMEC São Paulo.

This study aims to estimate an equation for demand of cars in Brazil, considering the period from January 1999 to August 2009. The explanatory variables considered in the analysis were: Price Index, Index of Consumer Confidence, Industrial Production, Medium-Term Financing and an indicator variable for the current period of fiscal incentives given by the federal government, reducing the IPI (taxes over industrialized products).

The estimation method used was the Two Stages Least Squares (TSLS). The results suggest that the relationship between price and quantity are given as expected according to the economic theory. Furthermore the elasticity outcome was, in modulus, greater than unity indicating a high elasticity of demand over price. As a final point, the policy incentives promoted by the Government to induce the car market was tested and such strategy had a positive impact on demand.

Key words: Cars Demand, Two Least Squares, Tax Incentive Policy.

Sumário

Introdução.....	12
Breve Histórico e Revisão da Literatura	14
Breve Histórico	14
Revisão da Literatura	14
Análise de Dados.....	19
Metodologia	21
Estimações e Resultados	23
Análise da Política de Incentivo Fiscal	28
Conclusão	32
Bibliografia.....	33
Anexos.....	36

Índice de Tabelas

Tabela 1: Teste ADF para as variáveis utilizadas no Modelo.....	20
Tabela 2: Resultados das estimações por OLS e TSLS	24
Tabela 3: Teste de Raiz Unitária para Resíduos de TSLS	25
Tabela 4: Teste de Sargan para Exogeneidade dos Instrumentos.	26
Tabela 5: Resultados das estimações de TSLS para a Inclusão e não inclusão da <i>Dummy</i> de IPI.....	28
Tabela 6: Tabela referente à diferença entre Quantidade de Carros vendidas além do esperado com o incentivo fiscal (ganhos a partir de Janeiro de 2009).....	31
Tabela 7: Estatística descritiva – Resumo das séries utilizadas	37
Tabela 8: Sazonalidade - Vendas	38
Tabela 9: Sazonalidade - Preço	39
Tabela 10: Sazonalidade - Prazo Médio.....	40
Tabela 11: Sazonalidade - Produção Industrial.....	41
Tabela 12: Sazonalidade - ICC.....	42
Tabela 13: Matriz de Variância e covariância dos parâmetros estimados	43
Tabela 14: Teste de Breusch-Godfrey para correlação serial nos erros	44
Tabela 15: Teste de Heterocedasticidade de White – Mínimos quadrados em 2 estágios.....	45
Tabela 16: Matriz de Variância e covariância dos parâmetros estimados	45
Tabela 17: Teste de Breusch-Godfrey para correlação serial nos erros	46
Tabela 18: Teste de Heterocedasticidade de White – Mínimos quadrados em 2 estágios.....	46

Índice de Figuras

Figura 1: Resíduos de Mínimos Quadrados em Dois Estágios	25
Figura 2: Gráfico de Previsão para Demanda de Automóveis no Período entre Julho de 2008 a Agosto de 2009, com o Modelo estimado por TSLS.	29
Figura 3: Quantidade de Carros vendidas além do esperado com o incentivo fiscal (ganhos a partir de Janeiro de 2009).....	30
Figura 4: Gráfico das séries utilizadas	36
Figura 5: Sazonalidade - Vendas.....	38
Figura 6: Sazonalidade - Preço.....	39
Figura 7: Sazonalidade - Prazo Médio	40
Figura 8: Sazonalidade - Produção Industrial	41
Figura 9: Sazonalidade - ICC	42
Figura 10: Gráfico de Valor Atual, Previsto e Resíduos da estimação de Mínimos Quadrados Ordinários.....	43
Figura 11: Histograma e Teste de Normalidade dos Erros	44
Figura 12: Gráfico de Valor Atual, Previsto e Resíduos da estimação de Mínimos Quadrados Ordinários.....	45
Figura 13: Histograma e Teste de Normalidade dos Erros	46

Introdução

Este trabalho consiste em encontrar os determinantes da demanda por automóveis no Brasil, além disso, testar a relevância de algum índice de confiabilidade do consumidor.

O objetivo, portanto, consiste em definir um modelo econométrico, com o uso de séries temporais, que seja consistente e representativo para a demanda brasileira de automóveis nos últimos dez anos, Janeiro de 1999 à Agosto de 2009 e que seja capaz de gerar previsões para este mercado.

A previsibilidade no mercado automobilístico poderá auxiliar na alocação eficiente de investimentos para os planejadores das firmas, bem como dos participantes indiretos, no caso de fabricantes de peças, acessórios, etc. Além disso, para o governo também é um ponto relevante saber como serão as receitas de impostos devido a este mercado.

Em vista dos trabalhos disponíveis para o Brasil, que será mais explorado na seção de revisão da Literatura, o presente trabalho diferencia-se desses na avaliação dos impacto causado pela política fiscal de incentivo à demanda automobilística, por meio da redução parcial e temporária do imposto de produto industrializado (IPI) para automóveis.

Nos últimos anos percebemos um significativo aumento na demanda de automóveis. Muitos argumentam que este aumento provém do aumento generalizado da renda. Porém, há indícios de que a renda futura percebida pelos consumidores é uma variável que melhora a explicação deste fenômeno.

De acordo com o trabalho De Negri (1998), a elasticidade-renda e elasticidade-preço da demanda por automóveis no Brasil são diferentes de acordo com o centro de referência. Assim, para os centros urbanos pequenos, com no máximo cem mil habitantes, há evidências que o mercado de carros usados tem maior destaque que o mercado de carros novos. Para evidenciar este ponto, o autor afirma que um indivíduo nesta cidade, caso queira um carro novo, direciona-se até o centro urbano de grande porte na região onde reside.

Por fim, a análise se dedica a verificar como a demanda de automóveis (bem durável) se comporta com relação à expectativa futura, percebida tanto como individual como da economia. Faremos isso através da variável Índice de confiança do consumidor¹ (ICC), índice calculado pela *Fecomércio*. Este índice pondera o grau de confiança que a população tem na conjuntura atual do país e nas condições futuras de sua família.

¹ O ICC é a média do Índice de condições econômicas atuais e do Índice de expectativas.

O presente trabalho está dividido nas seguintes seções: Breve Histórico e Revisão da Literatura, Análise de Dados, Metodologia, Estimções e Resultados, Análise de Política de Incentivo Fiscal e Conclusão.

Breve Histórico e Revisão da Literatura

Breve Histórico

Visando o potencial do mercado brasileiro, a empresa Ford decide em 1919 trazer a empresa ao país. Em 1925, a General Motors do Brasil abriu sua fábrica em São Paulo. Alguns meses depois já circulava o primeiro Chevrolet. Dois anos depois, a companhia inicia a construção da fábrica de São Caetano do Sul.

Estradas são construídas em todo o Estado de São Paulo. O reflexo dessas iniciativas no aumento da frota de veículos é surpreendente: entre 1920 e 1939, só no Estado de São Paulo, o número de carros de passeio salta de 5.600 para 44.000 e o de caminhões vai de 222 para 26.000 (fonte: ANFAVEA). No ano de 1940, com o início da Segunda Guerra Mundial, as importações são prejudicadas e a frota de veículos no Brasil torna-se ultrapassada.

Para desenvolver o mercado automobilístico, Getúlio Vargas proíbe a importação de veículos montados e cria obstáculos à importação de peças. Posteriormente Juscelino Kubitschek criou o GEIA - Grupo Executivo da Indústria Automobilística, que impulsionou de maneira definitiva à implantação da indústria automotiva. Na década de 50 o desenvolvimento do mercado automobilístico e da malha viária, trouxe aos estados de São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais, tecnologia, empregos, desenvolvimento industrial e uma nova relação de capital-trabalho, com o crescimento e fortalecimento dos sindicatos de classes.

Nas décadas seguintes as 4 montadoras nacionais GM, Ford, Fiat e Volkswagen se estabeleceram fortemente. Apenas em 1990, com a abertura comercial de Fernando Collor que estas marcas receberam novos concorrentes, que já se estabeleceram numa considerável fatia do mercado com eles. O mercado automobilístico brasileiro esta em constante crescimento, em 2007 o mercado era de aproximadamente 2 milhões de veículos (próximo ao mercado da França), hoje, em 2009 o mercado apresentou um crescimento de 50%, alcançando a marca de 3 milhões (fonte: ANFAVEA).

Revisão da Literatura

Nossa proposta não é determinar quais as variáveis que podem compor o modelo de forma definitiva, mas apenas indicar algumas variáveis disponíveis como dados secundários, que possam fazer boas previsões partindo do modelo mais abrangente.

A seguir apresentaremos alguns dos trabalhos que abrangem o tema desta dissertação, tanto em outros países como para o Brasil.

Roos e Szelisky (1939), utilizando observações anuais de 1919 a 1938, desenvolveram nos Estados Unidos um estudo subvencionado pela General Motors Corporation. Resultou de sua modelagem que a demanda por automóveis novos é função da renda disponível *per capita*, do preço dos carros novos, do estoque efetivo e da variação no estoque de carros com mais de um ano de uso.

Chow (1957) e Chow (1960), através de observações anuais de 1921 a 1953 nos Estados Unidos, modelam o número de automóveis *per capita* comprados no ano t como função do preço real dos automóveis, da renda *per capita* e do estoque real *per capita* do ano $t-1$.

Brownstone (1994) desenvolvem um modelo de previsão da demanda de veículos movidos a combustíveis limpos na Califórnia, a partir de métodos econométricos, usando um modelo logit multinomial. O modelo também prevê o consumo de combustível por tipo de veículo e por região geográfica no Estado. Os autores realizaram entrevistas junto a famílias e operadores de frotas comerciais, tendo utilizado esses dados para calibrar o modelo de simulação. Dado que a decisão de escolha de comprar um veículo é discreta, o modelo fornece a probabilidade de uma família ou firma comprar um tipo particular de veículo. Além disso, os resultados indicaram ser importante a estrutura das famílias e firmas, o grau em que os consumidores são atraídos por veículos que reduzem emissão de gases, bem como a efetividade dos incentivos desenhados para promover as vendas de veículos limpos (redução de taxas, subsídios).

Cao & Mokhtarian (2003) também analisaram a demanda de veículos movidos a combustíveis alternativos (AFV) nos Estados Unidos, diante de diferentes cenários. Os autores consideraram como variáveis de decisão quanto à utilização dos AFV's: seu desempenho, suas limitações, preferências do consumidor, a regulação ambiental, o preço e disponibilidade de combustíveis. Cao & Mokhtarian (2003) sugerem como metodologia de previsão da demanda de AFV's a teoria de substituição tecnológica, dado que os AFV's podem ser considerados novas tecnologias de transporte. Os autores propuseram o uso de uma versão mais avançada do modelo clássico de difusão de inovação. Os autores identificaram diversos estudos que buscaram analisar a demanda por automóveis, sendo estes podendo ser classificados em 2 categorias: desagregados e agregados. De forma geral, os modelos desagregados consideram as características das famílias como unidade de análise e utilizam a

teoria da utilidade para prever a escolha do tipo de veículo. Já os modelos agregados são utilizados para estimar a demanda regional ou nacional de veículos.

A maioria dos modelos que estimam demanda por veículos convencionais utilizam como variáveis explicativas os atributos dos veículos e características das famílias e motoristas. Os trabalhos que se concentram na demanda de veículos alternativos incluem ainda variáveis relativas à disponibilidade de postos de abastecimento, tempo de reabastecimento, custo de manutenção, etc.

Dentre os trabalhos que analisaram modelos agregados de demanda de veículos, Cao & Mokhtarian (2003) identificaram Dyckman (1965); Tanner (1979); Khan (1986); Madre (1990); Button (1993); Dargay (1999). Estes modelos utilizaram-se de modelos de análise de regressão, empregando dados em séries temporais e/ou *cross-sectional*. Especificamente, uma regressão linear foi assumida para ilustrar as relações, através do método de Mínimos Quadrados Ordinários. Alguns trabalhos (Abu-Eisheh, 2001; Chung, 2002) utilizaram equações simultâneas para estimar a demanda agregada de veículos.

Outra metodologia utilizada para modelar a demanda por veículos é o conceito de ajuste de estoque, proposto por Nerlove (1957), também citado por Cao & Mokhtarian (2003). O conceito assume que o estoque agregado desejável de automóveis em um determinado ano é uma função dos preços, renda e outras variáveis. O modelo inclui uma equação que expressa o estoque atual de veículos usados como função do estoque de veículos novos e usados no ano anterior, e uma equação indicando a compra de veículos novos (Manski, 1980).

Dentre os trabalhos que trataram a demanda de veículos de forma agregada, uma grande variedade de variáveis explicativas foram consideradas significativas, como: renda (índice de renda, Produto Nacional Bruto, renda *per-capita*, renda domiciliar), custos (preços, índice de custo relacionado aos veículos, índice de preço de transporte ao consumidor, e gasto pessoal com transporte), características sócio-econômicas e demográficas (urbanização, densidade da população, número de trabalhadores, tamanho do domicílio, percentual da população com idades específicas, população economicamente ativa), entre outras (estoque de automóveis, número de viagens *per capita*, etc), em modelos lineares, *log-log*, em grande parte estimados por Mínimos Quadrados Ordinários, com correção da matriz de Variância – Covariância.

Para o Brasil, poucos trabalhos foram desenvolvidos para descrever o comportamento demanda por carros, ainda com modelos lineares e estimando-os por Mínimos Quadrados, em grande parte deles. Segue a revisão alguns deles.

A. L. Baumgarten (1972), usando observações trimestrais de 1960 a 1967 e observações anuais de 1947 a 1967 no Brasil, com modelo linear, concluiu que a demanda de carros novos é função do preço dos carros novos, da vida média dos carros, do preço real dos carros usados, do custo de vida, da renda disponível acumulada entre $t-3$ e t , bem como, da renda disponível no ano t .

Milone (1973) e Milone (1991), através de observações trimestrais de 1961 a 1969 no Brasil, modelou a frota nacional depreciada como função do Produto Interno Bruto real, do preço real dos automóveis, da taxa de juros real e dos meios de pagamento real, num modelo log-log, ainda extraindo algumas elasticidades.

Assis (1983), com observações anuais de 1970 a 1979 no Brasil, defendeu que o consumo privado de carros a preços constantes é função da renda disponível do setor privado a preços constantes, da renda disponível do setor privado a preços constantes defasada um período, da taxa de juros real das Letras do Tesouro Nacional e dos empréstimos para o setor privado a preços constantes.

Coates (1985), com observações trimestrais de 1972 a 1981 no Brasil, observou que a quantidade vendida de automóveis é função da renda real, do preço real dos automóveis, do volume dos empréstimos das financeiras em termos reais, das taxas de juros das financeiras em termos reais, do prazo máximo dos financiamentos e do preço real da gasolina.

Vianna (1988), usando observações trimestrais de 1976 a 1987 no Brasil, ressaltou que as vendas internas de automóveis são função do preço real do bem, da renda disponível real, do volume total dos empréstimos das financeiras em termos reais e uma *dummy* para destacar as greves no setor e a falta de autopeças.

Silveira (2006) buscam uma equação de demanda por veículos movidos a álcool (incluindo os bicombustíveis) para o Brasil, considerando-se o período de 2003 a 2004. Os resultados da estimação sugerem que se a relação de preços entre a gasolina e o álcool aumenta em 1%, a venda de veículos movidos a álcool aumenta em 1,57%, de maneira elástica. Isso sugere, portanto, que as vendas de carros *flex* no mercado brasileiro tem sido estimulada de forma expressiva pelo diferencial nos preços de combustível.

Sanvicente (1998) utiliza o método de estimação Mínimos Quadrados em Três Estágios para medir o grau de competição da indústria automobilística no Brasil. O autor justifica que apesar dessa indústria ser formada por um número reduzido de grandes empresas, isso não significa necessariamente que haja poder de mercado dessas empresas sobre os preços de carros. Isso segue, segundo o argumento do autor, pois no período analisado o Governo promoveu a abertura econômica que elevou a concorrência no setor via

importações. Além disso, a tecnologia de produção é de certa forma homogênea e bem distribuída, de acordo com o autor, pois a indústria se encontra em um grau de desenvolvimento maduro internacionalmente.

Verificou-se na literatura que muitos trabalhos procuraram estimar a demanda por combustíveis, porém poucos buscaram analisar a demanda por automóveis. Um exemplo deste tipo de literatura pode ser encontrada em Alvim (2000) realizou um estudo da relação entre comportamento da frota de veículos leves e pesados no Brasil e o consumo de energia equivalente. As estatísticas destacadas pelo autor sobre o comportamento da frota são precárias e requerem avaliações baseadas na venda e sucateamento de veículos. O consumo médio, por tipo de veículo, também é pouco conhecido no Brasil.

Com exceção de Sanvicente (1998), todos estes trabalhos levam em consideração na modelagem da demanda, apenas uma equação, seja ela estática ou dinâmica. Sabe-se, que determinação de preço e quantidade, de qualquer bem, é um caso clássico de existência de endogeneidade ou simultaneidade. Segundo Wooldridge (2003), entende-se por simultaneidade quando uma ou mais variáveis explicativas são determinadas conjuntamente com a variável dependente. Desta maneira, existe dependência entre variáveis explicativas e o termo de erro aleatório. Neste caso, para estimação de apenas uma equação por Mínimos Quadrados Ordinários, obtém-se estimadores viesados e inconsistentes, incorrendo, portanto, em viés de simultaneidade.

Recentemente no Brasil, devido à grande ampliação do microcrédito, observa-se uma grande expansão do mercado de carros novos no Brasil. Assim, outro avanço deste trabalho diz respeito avaliação de políticas públicas que podem beneficiar-se do planejamento da indústria de carros, bem como avaliar como os agentes econômicos se vêem diante desta expansão, levando em consideração sua expectativa econômica e como esta impacta na decisão de participar deste mercado, variáveis não utilizadas nos outros trabalhos para o Brasil.

Análise de Dados

Para ter êxito na determinação dos principais determinantes da demanda de automóveis foram coletadas séries históricas, de algumas fontes relacionadas ao mercado automobilístico, ou dados macroeconômicos referentes à renda ou crédito.

A periodicidade das séries é mensal e o período de análise será de Janeiro de 1999 à Agosto de 2009. Este período foi considerado, pois o mercado automobilístico brasileiro pode ser considerado maduro já que muito de sua consolidação ocorreu após a abertura econômica no início da década de 90, além disso, os prazos de financiamento foram liberados pelo Governo somente a partir de 1996. Em 1994, segundo De Negri (1998), o governo restringiu o prazo máximo de financiamento a seis meses e o prazo máximo de consórcios a 12 meses, de forma a manter o controle inflacionário. Assim, optou-se pela escolha de período no qual não houve restrições ao financiamento.

As séries coletadas foram às seguintes:

- Operações de crédito do sistema financeiro ao setor privado (fonte: BACEN).
- Prazo médio das operações de crédito do sistema financeiro ao setor privado para pessoa física (Fonte BACEN).
- Produção industrial (fonte: IBGE).
- Vendas de automóveis nacionais: quantidade (fonte: ANFAVEA).
- Variável Indicadora para a recente política de redução do IPI para incentivo à Demanda de automóveis.
- Índice de Confiança do Consumidor (fonte: Fecomércio)

Em relação à variável indicadora, o período em que esta assumiu valor unitário é entre os meses de Dezembro de 2008 a Agosto de 2009, período de atuação da atual política de incentivo à Indústria Automotiva no Brasil. A atual política de incentivo fiscal foi planejada para reaquecer a demanda por automóveis de passeio, com cilindrada menor do que 2 litros.

A seguir, verifica-se a estacionariedade das séries de dados aplicando-se testes de raiz unitária. Os testes de raiz unitária são utilizados para verificar se uma série temporal é estacionária em nível ou requer o emprego das variáveis em diferenças para se tornarem estacionárias, de forma a se desenvolverem aleatoriamente no tempo, ao redor de uma média constante e com variância finita e constante, refletindo uma forma de equilíbrio estável. Em

geral, séries não estacionárias podem ser transformadas em séries estacionárias tomando-se as variáveis em diferenças em relação à série original.

O teste utilizado no presente trabalho para verificar a existência de raiz unitária nas séries é o de Dickey e Fuller (DF) e Dickey e Fuller Aumentado (DFA), desenvolvidos em Dickey e Fuller (1979).

Utiliza-se o valor de t relativo a essa hipótese e compara-se com o valor crítico dado pela distribuição de DF relativo à estatística τ . A não rejeição da hipótese nula indica que o processo tem raiz unitária, indicando que a série não é estacionária. Nesse caso, deve-se repetir o teste tomando-se as variáveis com uma diferença a mais, a fim de verificar se a série ΔY_t é estacionária na primeira diferença. Se a hipótese nula não for rejeitada novamente, deve-se aumentar o número de diferenças até que o teste apresente-se significativo, rejeitando-se a hipótese nula de existência de uma raiz unitária.

O teste de DF pressupõe que o processo gerador dos dados é um AR(1). Se, no entanto, a variável Y_t segue um processo autoregressivo de ordem $p > 1$ (AR(p)), o teste apropriado para verificar a existência de raiz unitária é o de Dickey e Fuller Aumentado (DFA), para evitar o problema de autocorrelação e/ou falta de especificação dinâmica na regressão de teste.

A não rejeição da hipótese nula indica que o processo não é estacionário. Nesse caso, deve-se repetir o teste considerando-se uma diferença a mais, a fim de verificar se a série Y_t é estacionária na primeira diferença. Se a hipótese nula não for rejeitada novamente, deve-se aumentar o número de diferenças até que o teste apresente-se significativo.

Na tabela 1 abaixo se encontram os principais resultados para as séries utilizadas.

Variável	Estatística de Teste	Prob.
Produção Industrial	-2.841	0.1860
Preço	-1.927	0.3189
Prazo Médio	-1.206	0.9040
Índice de Confiança	-2.291	0.1767
Operações de Crédito para Setor Privado	-1.555	0.8041
Vendas	-2.866	0.1843

Tabela 1: Teste ADF para as variáveis utilizadas no Modelo.

Podemos concluir da tabela acima que nenhuma das séries é estacionária. O modelo utilizado continha apenas a constante no Modelo Auxiliar.

Metodologia

Similarmente ao trabalho de Cao & Mokhtarian (2003), neste trabalho, a função demanda por automóveis é estimada para os consumidores, de forma agregada. O modelo de demanda de carros comumente usado na literatura, explicando a demanda pelo mesmo como uma função direta do preço, da renda nacional (sendo utilizada para este fim a série de produção industrial).

Pressupõe-se que não existe demanda reprimida, e que a oferta de automóveis seja perfeitamente elástica. Com essa hipótese, pode-se considerar a venda de veículos como uma boa aproximação da quantidade demandada.

Quanto à forma funcional, pressupõe-se que não há linearidade entre a variável dependente (demanda de automóveis) e as demais variáveis independentes, ou seja, não se espera que as variações entre as variáveis ocorram a uma taxa comum e constante ao longo de possíveis variações nestas variáveis. Ou seja, a inclinação quantidade-preço, por exemplo, irá variar de acordo com o nível das variáveis em questão. Assim, determina-se que a forma funcional que melhor descreve tais relações é relação *log-log*, onde todos os valores das variáveis são transformados em logaritmo neperiano (ln). Isso ocorre porque neste modelo, os coeficientes angulares da curva variam em cada ponto, mas a elasticidade é constante, e igual ao parâmetro estimado (Hill 2000).

Utilizando-se o modelo *log-log* para estimar a função de demanda por veículos tem-se a seguinte equação linear:

$$\ln Q_t = \alpha + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 \ln P_t + \beta_3 \ln PM_t + \beta_4 \ln ICC_t + \delta(DIPI_t) + u_t \quad (1)$$

Na função demanda Q_t é a variável dependente, representando a quantidade demandada do bem. As variáveis independentes são P_t , o Índice de Preços para automóveis, Y_t , a Produção Industrial, PM_t , o Prazo Médio de Financiamento, ICC_t , o Índice de Confiança do Consumidor, $DIPI_t$, a variável indicadora para o período recente de estímulo à demanda. Os parâmetros a serem estimados são α , β_1 , β_2 , β_3 , β_4 e δ que expressam a reação na quantidade demandada de carros a alterações em cada uma das variáveis.

Primeiramente, estima-se a função quantidade demandada de veículos pelo Método de Mínimos Quadrados Ordinários, estimando a função demanda dada por (1).

Porém, o método de Mínimos Quadrados em 2 estágios torna-se necessário, devido à existência de simultaneidade entre as variáveis preço e quantidade demandada de automóveis, uma vez que o Método Mínimos Quadrados Ordinário não eliminam os vieses dos parâmetros estimados causado pelo endogeneidade, sendo necessário estimar essa função com estimadores consistentes.

Este método exige dois passos básicos. O primeiro é a estimação do preço como função de todas as variáveis exógenas, neste caso as defasagens das variáveis explicativas utilizadas no modelo de regressão e a variável no valor corrente e defasado da variável operações de crédito do sistema financeiro ao setor privado. O segundo passo é a obtenção do valor estimado do Índice de preço e a posterior estimação da demanda, equação (1) com o preço estimado, obtido no segundo passo, ou seja, se os resíduos do modelo estimado.

Estimações e Resultados

Nesta seção, apresentam-se e avaliam-se os resultados encontrados na estimação da função demanda por automóveis. Com a obtenção dos resultados das estimações, verifica-se através dos parâmetros originados da estimativa, que a recente política de incentivos à demanda de carros via redução do IPI (Imposto sobre Produtos Industrializados) conseguiu atingir seu objetivo primeiro. As vendas de carro de fato aumentaram nesse período.

Para proceder à estimação da demanda agregada de veículos, foi delineado um modelo simples de demanda que assume que a variável dependente (venda de veículos - unidades) pode ser explicada pelas seguintes variáveis independentes: Índice de Preços de Veículos, Produção Industrial Mensal, Prazo Médio de Financiamento, Índice de confiança do Consumidor e uma variável indicadora para o período recente de incentivo à venda de Automóveis com a Redução do IPI, como referenciado na seção anterior.

Baseando-se na teoria econômica, espera-se que a quantidade demandada de automóveis seja negativamente relacionada ao preço do mesmo, e que quanto maior esse índice, tanto menor seja a resposta a uma dada variação da quantidade demandada, ou seja, tanto mais inelástica torna-se a demanda. No caso da variável Produção Industrial espera-se uma relação positiva com a quantidade demandada, pois como Indústria de Automóveis faz parte de toda a Produção do País, um aumento da demanda acarreta em aumento de vendas desta Indústria específica, e, portanto, um aumento do Total da Produção.

A mesma relação positiva espera-se entre demanda e Prazo Médio de Financiamento. Aumentando o prazo, segundo a teoria, o consumidor estará mais disposto a fazer um determinado compromisso se ele puder comprometer uma parcela menor da sua renda atual, assim, aumentando os prazos, ele tem maior disposição a se endividar com a compra do carro. E o índice de confiança está relacionado ao que o consumidor espera no futuro. Assim, se este está mais confiante no futuro, aumenta hoje a sua demanda por bens de uma forma geral. Por isso, também se espera que a relação entre vendas e o Índice seja positiva.

A Tabela 2 mostra os resultados das estimativas da função de demanda por carro, utilizando-se os dois métodos, Mínimos Quadrados Ordinários e Mínimos Quadrados de Dois Estágios.

Observa-se que alguns coeficientes obtidos são não significativos. Considerando o coeficiente de determinação R^2 de cada modelo, nota-se que os dois métodos obtiveram um ajuste parecido, em torno de 87% da variabilidade total da quantidade demanda é explicado pelo modelo proposto.

Também é notada, que somente no método de Mínimos Quadrados em 2 Estágios a estimativa para o coeficiente β_2 (relacionado ao Índice de Preços) o qual é negativo e significativo ao nível de 1%. Com a utilização do método de Mínimos Quadrados em 2 Estágios, espera-se que toda a endogeneidade na variável preço tenha sido eliminada. Conforme esperado teoricamente, tal coeficiente é negativo por vários motivos, entre os quais, o carro é um bem normal, significando que variações no preço afetam inversamente as variações na quantidade demandada. Mas este resultado não é obtido com a estimação por Mínimos Quadrados Ordinários, que como explicitado anteriormente, a presença de endogeneidade acarreta que os estimadores não serão BLUE² e não consistentes.

A estimativa para o parâmetro β_1 é positivo, nas duas estimações e estatisticamente significativa ao nível de 1%. Esse resultado corresponde ao esperado, uma vez que, quanto maior a renda, uma indução feita a partir da Produção Industrial, dado que esta é uma parte importante do Produto Interno Bruto - PIB, maior a quantidade demandada de automóveis.

A estimativa para o coeficiente β_4 só mostrou-se significativo no modelo estimado por Mínimos quadrados em 2 estágios. Assim, há um efeito positivo sobre a demanda de carros se os agentes estão otimistas em relação ao futuro.

Portanto, os coeficientes associados às variáveis explicativas foram, em grande medida, estatisticamente significativos e tiveram os sinais esperados; exceção é a estimativa do parâmetro relacionado ao preço na estimação de Mínimos Quadrados Ordinários.

	OLS		TSLS	
Amostra: Janeiro de 1999 a Agosto de 2009				
	Coefficiente	Erro-Padrão	Coefficiente	Erro-Padrão
Constante	-7.4661*	1.0893	-6.1728*	1.4504
Produção Industrial	3.6824*	0.4969	5.1924*	0.7051
Preço	0.4579*	0.1654	-1.2121*	0.2343
Prazo Médio	0.1685	0.1334	-0.3883**	0.1799
Índice de Confiança	0.1934	0.1802	0.2392**	0.1380
Dummy IPI	0.4550*	0.0809	0.7486*	0.1140
<i>R</i> ²	0.8779		0.8445	
Erro-Padrão da Regressão	0.1212		0.1085	

Instrumentos: Produção Industrial_{t-1}, Preço, Prazo Médio_{t-1}, Índice de Confiança_{t-1}, Operações de Crédito para pessoa Física_t, Operações de Crédito para pessoa Física_{t-1}.

*, ** e *** denotam significância respectivamente a 1%, 5% e 10%

Tabela 2: Resultados das estimações por OLS e TSLS

² BLUE: estimadores lineares não viesados de menor variância.

Para os modelos estimados acima, faz-se o teste de raiz unitária para os resíduos do modelo proposto e estimado por Mínimos Quadrados em dois estágios.

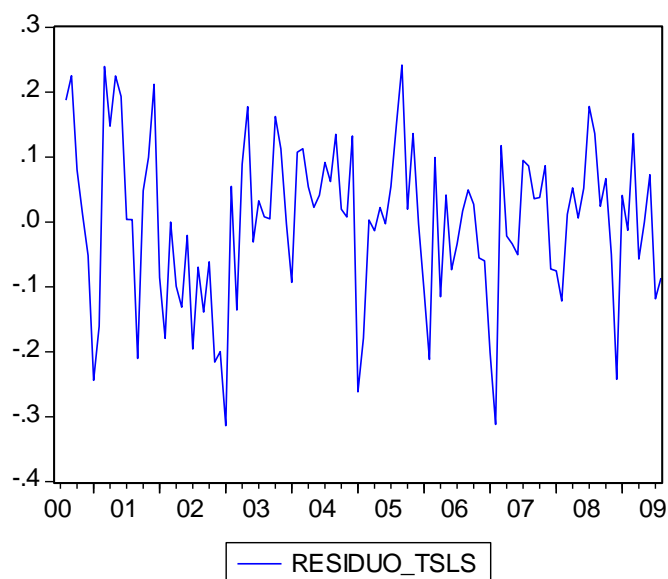


Figura 1: Resíduos de Mínimos Quadrados em Dois Estágios

Apesar de o teste ADF não ser o mais adequado para a verificação de raiz unitário para o caso de séries geradas, como é o caso da série de resíduo acima, os resultados do teste ADF, indicam que a rejeição da hipótese nula, ou seja, a série não apresenta raiz unitária.

Assim, não é o caso da regressão por Mínimos quadrados em dois passos ser uma regressão espúria. Assim, apesar de as séries não serem estacionárias, há uma combinação linear entre elas, no caso os coeficientes estimados, que gera uma série que não apresenta raiz.

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.448202	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.586550	
5% level	-1.943824	
10% level	-1.614767	

Tabela 3: Teste de Raiz Unitária para Resíduos de TSLS

Para a validade dos instrumentos utilizados na estimação de Mínimos Quadrados em Dois Estágios faz-se o teste usual para tal procedimento, a saber, teste de Validade dos Instrumentos ou teste de Sargan.

O teste de validade de instrumentos é um teste sobre a exogeneidade dos instrumentos. A exogeneidade dos instrumentos é fundamental, pois sem isso, o estimador de Mínimos Quadrados em dois Estágios deixa de ser consistentes. Para a realização deste teste, estima-se

o modelo proposto por Mínimos Quadrados em dois estágios. Em seguida, estima-se uma regressão auxiliar destes resíduos em função dos instrumentos propostos.

Para a hipótese nula do teste de Sargan, temos que os instrumentos são válidos ou exógenos contra a hipótese alternativa de que os mesmos não são exógenos. Para a realização do teste, realiza-se um teste do tipo LM.

Resíduo_TOLS	Regressão Auxiliar	
Amostra: Janeiro de 1999 a Agosto de 2009		
	Coefficiente	Erro- Padrão
Constante	2.5674	1.1849
Vendas(-1)	0.2538	0.1068
Vendas(-2)	-0.0016	0.0982
Produção Industrial(-1)	-0.2346	0.6619
Produção Industrial(-2)	-0.7437	0.6736
Preço(-1)	1.7153	1.6125
Preço(-2)	-0.8332	1.5233
Prazo Médio(-1)	-0.4444	0.6461
Prazo Médio(-2)	1.0228	0.6480
Índice de Confiança(-1)	-0.3387	0.2720
Índice de Confiança(-1)	0.2240	0.2688
Operações de Crédito(-1)	0.5676	0.8357
Operações de Crédito(-2)	-1.1102	0.8402
<i>R</i> ²	0.0471	
Erro-Padrão da Regressão	0.1184	
N = 128		

Tabela 4: Teste de Sargan para Exogeneidade dos Instrumentos.

A estatística $LM = n \cdot R^2$, usando o R^2 associado à regressão auxiliar acima, e n a quantidade de observações. A distribuição da estatística LM, sob a hipótese nula de exogeneidade dos instrumentos, é χ^2_{m-k} , onde $m = 12$ é o número de instrumentos e $k = 6$ é o número de regressores. O valor crítico para esta distribuição é 12.59157742 (Qui-Quadrado com 6 grau de liberdade, 95% de confiança). Enquanto o valor observado é 6.0288 ($LM = 128 * 0.0471$).

Como o valor observado é menor que o crítico não rejeitamos a hipótese nula e podemos concluir pelo teste acima que os instrumentos usados acima são válidos e portanto as inferências feitas com estes instrumentos são válidas.

A elasticidade da demanda por automóveis que também é apresentada neste trabalho na Tabela 2. São feitos os seguintes comentários: a) a análise da elasticidade foi realizada apenas através do método de Mínimos Quadrados em Dois estágios, para a variável preço; b) o coeficiente da elasticidade-preço marginal é negativo na estimação e menor que um (-1.2121). De Negri (1998), interpreta o resultado da seguinte forma: quando a elasticidade é maior que um, em módulo, o preço afeta a quantidade demandada, porém, aumentos neste preço afetam a quantidade demandada por carros em uma proporção maior que a variação no preço.

Confirmando tal interpretação, a elasticidade aqui obtida, em módulo, é a seguinte 1.2121. Valendo frisar que, a elasticidade é relativamente alta (maior do que um), indicando que uma alta elasticidade-preço está implicando uma resposta alta da quantidade de automóveis demandada às variações no preço.

Na próxima seção será avaliado o impacto da política de incentivo fiscal promovida pelo Governo Federal a Indústria Automotiva via redução do Imposto sobre Produtos Industrializados – IPI.

Análise da Política de Incentivo Fiscal

Para verificar se a atual política de incentivos fiscal promoveu aumento da demanda por automóveis, estima-se o Modelo dado pela equação (1) segundo o Método de Mínimos Quadrados em 2 Estágios, sem e com a presença da variável indicadora a para o período do incentivo, Dezembro de 2008 a Agosto de 2009.

Nota-se que a variável indicadora é relevante a 1% de significância. Ou seja, há evidências de que a política obteve êxito em seu objetivo. Assim, a variável indica que houve um aumento geral no nível de vendas de automóveis (constante do modelo). A tabela 5, abaixo, resume os principais resultados. Observa-se que a elasticidade-preço tornou-se mais elástica no segundo método de estimação.

	TSLs - Sem <i>Dummy</i> IPI		TSLs - Com <i>Dummy</i> IPI	
Amostra: Janeiro de 1999 a Agosto de 2009				
	Coefficiente	Erro-Padrão	Coefficiente	Erro-Padrão
Constante	1.1978	1.0760	-6.1728*	1.4504
Produção Industrial	1.1670*	0.4082	5.1924*	0.7051
Preço	-0.1068	0.1413	-1.2121*	0.2343
Prazo Médio	0.6871*	0.0873	-0.3883**	0.1799
Índice de Confiança	0.1050*	0.1181	0.2392**	0.1380
<i>Dummy</i> IPI	-	-	0.7486*	0.1140
R^2	0.8248		0.8445	
Erro-Padrão da Regressão	0.1455		0.1085	

Instrumentos: Produção Industrial_{t-1}, Preço, Prazo Médio_{t-1}, Índice de Confiança_{t-1}, Operações de Crédito para pessoa Física_t, Operações de Crédito para pessoa Física_{t-1}.

*, ** e *** denotam significância respectivamente a 1%, 5% e 10%

Tabela 5: Resultados das estimações de TSLs para a Inclusão e não inclusão da *Dummy* de IPI

Para ir mais afundo sobre os resultados causados pelos incentivos governamentais, paramos a amostra em Dezembro de 2008 e rodamos uma previsão de como as vendas seriam até Agosto 2009.

A figura 2, a seguir corresponde a Vendas e as Vendas Previstas pelo Modelo de Regressão (1), sem a variável *dummy* para verificar-se a diferença nas vendas obtidas devido ao incentivo Fiscal. Neste ponto, aplica-se um estudo do evento, que neste caso, é o Incentivo

Fiscal feito pelo Governo a partir de Dezembro de 2008. O intervalo de confiança é dado a 95%. Podemos perceber que o valor das vendas sai do intervalo de confiança construído. Isso indica que como o modelo foi estimado antes da crise, em *ceteris paribus*³, o valor das vendas seria algo em torno do valor previsto. Porém, houve uma mudança de política fiscal incentivando o setor. Por isso, o valor observado sai do intervalo de confiança, revelando um crescimento de vendas muito maiores do que o valor esperado.

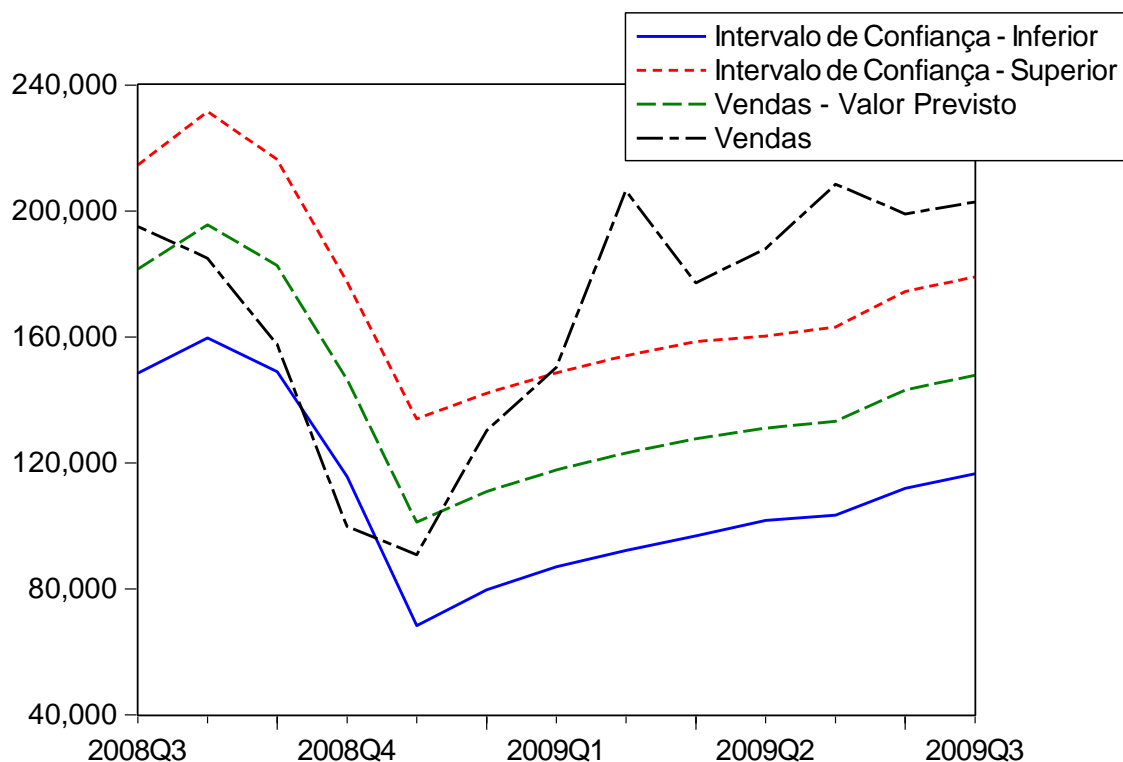


Figura 2: Gráfico de Previsão para Demanda de Automóveis no Período entre Julho de 2008 a Agosto de 2009, com o Modelo estimado por TSLS.

Ao analisar os resultados na figura 2, observamos que apesar de pararmos a amostra antes do governo iniciar a política de incentivo à venda de veículos, a tendência da demanda por automóveis não continuaria em queda e voltaria a crescer, porém num ritmo vagaroso, como observado pela linha verde. Logo, comparando com as vendas reais (em preto) observamos que a Redução do IPI realmente obteve êxito. Podemos adirmar isto com mais de 95% de certeza, pois as vendas reais passam o intervalo de confiança.

³ Condição na qual as demais variáveis se mantêm constantes

Na figura 3, a seguir, salientamos a quantidade de carros vendida além do esperado, com o incentivo fiscal. Pois a linha representa a diferença entre a venda de automóveis esperada (forecast) e a venda de automóveis reais. Podemos observar picos de aumento na diferença entre as vendas reais e a previsão. Isto se dá pelo motivo da ameaça do final da redução do IPI. Esta estratégia obteve um resultado muito positivo na demanda, pois criou uma expectativa de aumento nos preços que, como já exposto anteriormente, a demanda por automóveis é negativamente mais que proporcional ao preço.

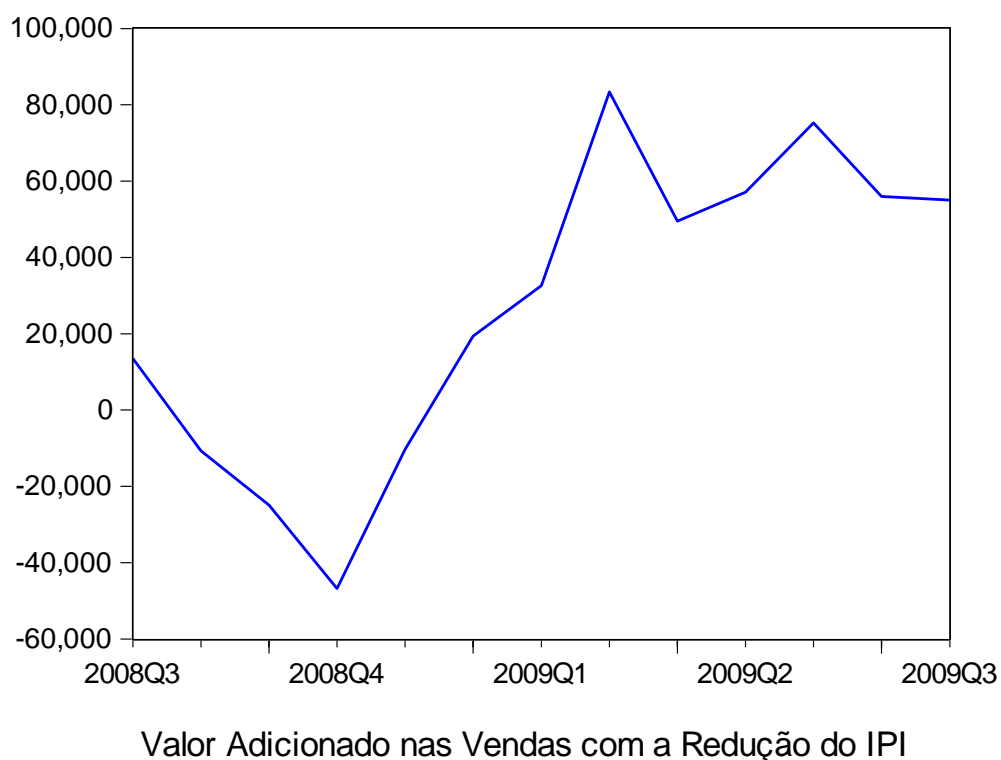


Figura 3: Quantidade de Carros vendidas além do esperado com o incentivo fiscal (ganhos a partir de Janeiro de 2009)

Nesta tabela #, podemos observar um numero aproximado para as vendas perdidas em cada mês da política fiscal. Podemos também observar que nos meses de ameaça ao final da tal política de incentivos (marcados por um asterisco), houve um aumento considerável da diferença. Tal fato ocorre por que este é um evento esporádico, totalmente exógeno à demanda de carros logo não tem como a previsão considerar este fato. Enfim, se este evento

teria acontecido isoladamente, anteriormente à Julho de 2008, provavelmente a estimação consideraria este valor como um *outlier*⁴.

Dezembro	25.000
Janeiro	66.000
Fevereiro	75.000
Março *	125.000
Abril	92.000
Maiο	105.000
Junho *	120.000
Julho	100.000
Agosto	98.000

Tabela 6: Tabela referente à diferença entre Quantidade de Carros vendidas além do esperado com o incentivo fiscal (ganhos a partir de Janeiro de 2009)

Logo, podemos afirmar que a Política Fiscal de Redução de IPI aumentou a demanda em aproximadamente 800.000 veículos em nove meses. Em um mercado de 3.000.000 veículos ano, representa um crescimento próximo de 35% nas vendas.

⁴ Outlier é uma observação numericamente distante do resto da amostra.

Conclusão

Dentre todas as estimativas efetuadas, os resultados que obtiveram coeficientes mais significativos e um R^2 mais elevado foram aqueles conseguidos através dos Métodos de Mínimos Quadrados Ordinários, porém estes resultados não podem ser confiáveis pela presença, muito freqüente neste tipo de abordagem, de endogeneidade.

A partir desses resultados, verificou-se que a demanda por automóveis explica a hipótese que deveria ser provada de que a mudança recente de incentivo á demanda por parte do Governo Federal em reduzir a alíquota do imposto sobre produto industrializado – IPI – de fato obteve êxito.

Além disso, nos dois métodos utilizados, a maioria das variáveis explicativas (preço, produção industrial, índice de confiança do consumidor) foram significativas e tiveram os sinais esperados.

O método de Mínimos Quadrados em dois estágios apresentou a estimativa da elasticidade da demanda por automóveis, para a variável preço. O coeficiente para tal elasticidade-preço marginal foi negativo e maior do que um. Vale frisar que elasticidade-preço maior que um em modulo implica uma resposta mais que proporcional na quantidade de automóveis demandada às variações no preço.

Torna-se necessário destacar o ótimo resultado das estimativas, uma vez que a endogeneidade na variável de preço foi expurgada via instrumentos, e estes passaram no teste de sobreidentificação, acarretando um coeficiente de preço estatisticamente significativo e com sinal esperado. Esse resultado é bastante semelhante aos resultados de estudos anteriores. Devido ao fato desse coeficiente ser negativo, os consumidores irão reagir a mudanças de preço, inversamente à alteração da quantidade demandada por eles.

Além disso, a política de incentivos fiscais com a redução do IPI de fato ajudou a indústria a se recuperar mais rapidamente da crise e reverter a tendência de queda registrada a partir de Julho de 2008. Gerando um aumento significativo de 35% nas vendas, desde sua implementação.

Bibliografia

ALVIM, C. F. **Frota e consumo de veículos leves no Brasil**. Economia & Energia, n° 21, 2000, Junho-Julho.

ASSIS, M. **A estrutura e o mecanismo de transmissão de um modelo macroeconômico para o Brasil (MEB)**. Revista Brasileira de Economia, v.37, n.4, out./dez. (1983).

BAUMGARTEN Jr., A. L. **Demanda de automóveis no Brasil**. Revista Brasileira de Economia, v.26, n.2, (1972).

BROWNSTONE, D.; BUNCH, D.S.; GOLOB, T.F. **A demand forecasting system for clean-fuel vehicles**. The University of California Transportation Center. University of California at Berkeley. Working Paper UCTC N° 221. Maio/1994. 17

BOX, G. E. P., JENKINS, G. M. **Time series analysis, forecasting and control**. 2nd edition, San Francisco, Holden-Day, (1976).

COATES, M. V. **Política de crédito ao consumidor e desempenho do setor industrial: uma análise da experiência brasileira, 1972-1981**. Rio de Janeiro: PUC-RJ, (1985) - Dissertação de Mestrado.

CAO, X.; MOKHTARIAN P.L. **The Future Demand for Alternative Fuel Passenger Vehicles: A Preliminary Literature Review**. Department of Civil and Environmental Engineering. University of California, Davis – Caltrans Air Quality Project. Julho/2003. <http://aqp.engr.ucdavis.edu>

CHOW, G.C. **The demand for automobiles in the United States**, North-Holland Publishing Company, Amsterdam, (1957).

DE NEGRI, J.A. **Elasticidade-Renda e Elasticidade-Preço da Demanda de Automóveis no Brasil**. Brasília, (1998).

DICKEY, D.A. and FULLER W.A. **Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root**. Journal of the American Statistical Association, 74, p. 427–431. (1979)

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. IE-WILEY, 2nd. Ed. (2003).

GOLOB, T.F.; TOROUS, J.; BRADLEY, M.; BROWNSTONE, D.; CRANE, S.S.; BUNCH, D.S. **Commercial fleet demand for alternative-fuel vehicles**. Seventh World Conference on Transport Research. Sydney, Australia, Julho/1995.
<http://www.its.uci.edu/its/publications/papers/ITS/UCI-ITS-WP-96-5.pdf>

MELO, F. H de. **Proálcool, energia e transportes**. São Paulo. Pioneira: FIPE, 1981.

MILONE, P. C. **A demanda de automóveis no Brasil: 1961-1969**. São Paulo, IPE-USP, (1992).

ROOS, C.F and SZELISKI, V. **Factors Governing Changes in Domestic Automobile Demand, in the Dynamic of Automobile Demand**. General Motor Corporation. (1939).

SANVICENTE, Antonio Z. **Competição na Indústria automobilística Brasileira**. Artigo não publicado. 1998, Dezembro.

SILVEIRA, Luciana; LEE BURNQUIST, Heloisa; RODRIGUES, Francine; PESSINI, Mariana Martins. **Análise econométrica da demanda brasileira por veículos a álcool**. Revista de Economia Social Rural, 2006.

VIANNA, R. L. L. **O comportamento da demanda de automóveis: um estudo econométrico**. Rio de Janeiro, 1988. Dissertação (mestrado em Economia) - Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica (1998).

WHEELER, P. **Alternative-fuel vehicles: an examination of factors affecting their successful use in the United States**. University of Nebraska at Omaha. 2001

WINER, RUSSELLS. **A Price Vector Model of Demand for Consumer Durables: Preliminary Developments**. Marketing Science, Vol. 4, No. 1 (1985), pp. 74-90.

WITT, S.F. AND JOHNSON, R. **An Econometric Model of New-Car Demand in the UK**; Managerial and Decision Economics, Vol. 7, No. 1 (1986), pp. 19-23.

WOOLDRIDGE, J. **Introductory Econometrics**. Thompson – South-Western, 2nd. Ed. (2003)

Site: www.ipeadata.gov.br (Nov 2008)

Site: www.lafis.com.br (Dez 2008) Brasil – Autopeças e veículos: Veículos Leves (LAFIS Informação de Valor.)

Site: <http://www.anfavea.com.br/Index.html> (Ago 2008) Associação Nacional dos

FAVEA - Fabricantes de Veículos Automotores.

Anexos

Análise Descritiva

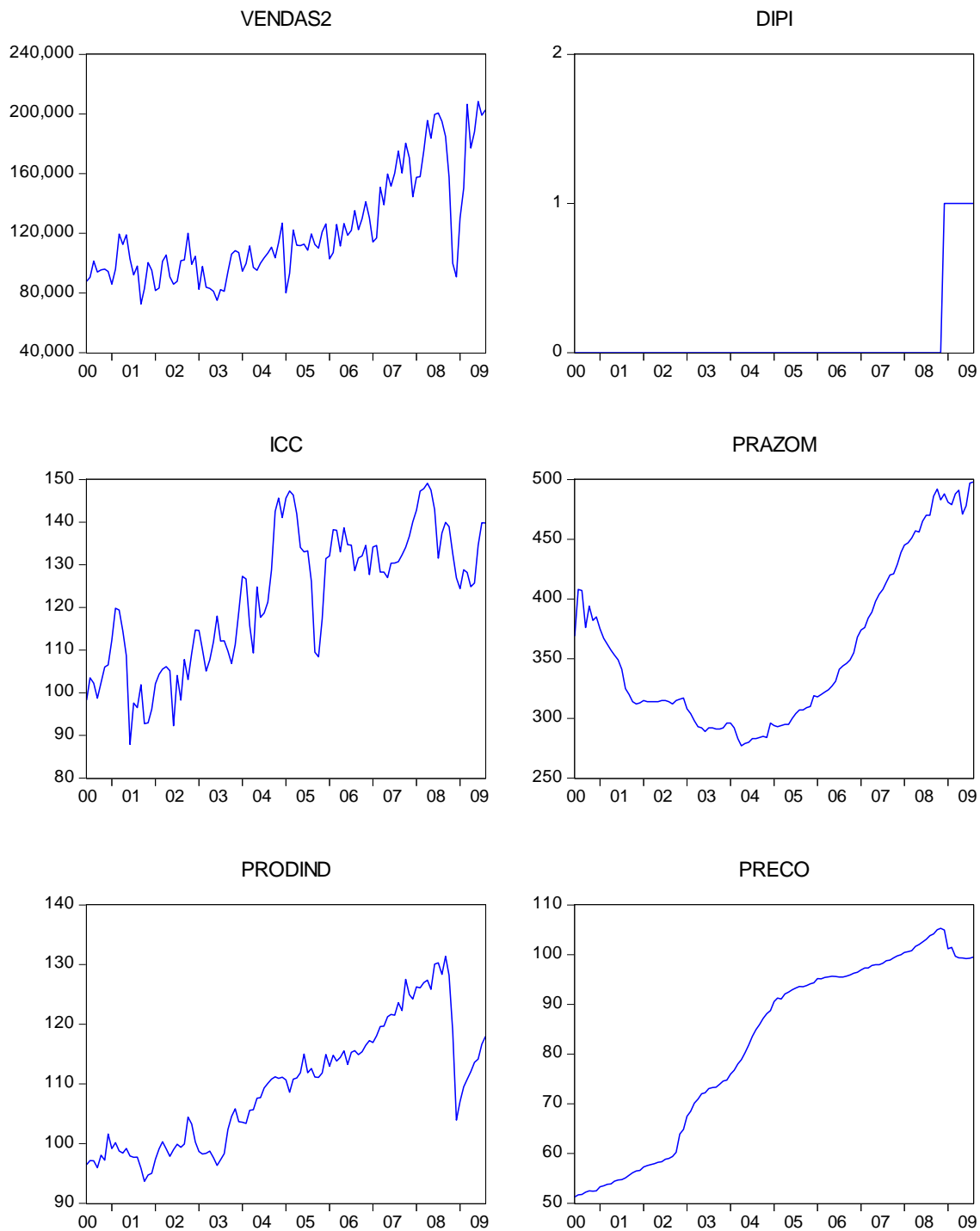


Figura 4: Gráfico das séries utilizadas

	Vendas Automóveis	Índice de Preços	Índice de Confiança	Prazo Médio de Financiamento	Produção Industrial	Periodo de incentivo Fiscal
Média	168525.30	81.67068	122.2151	356.4414	109.3403	0.081081
Mediana	184914.00	90.56	126.07	324	110.69	0
Máximo	208453.00	105.292	149.1	498	131.41	1
Mínimo	90831.00	51.245	87.86	277	93.65	0
Desvio-Padrão	40047.38	18.45428	15.74693	67.85596	10.1923	0.274198
Assimetria	-0.86	-0.422741	-0.19976	0.774831	0.356003	3.069457
Curtoses	2.41	1.575336	1.922157	2.233998	2.06091	10.42157
Jarque-Bera	1.80373	12.69335	6.111295	13.82048	6.423404	429.0425
Prob	0.405812	0.001753	0.047092	0.000998	0.040288	0
Nº Observações	129	129	129	129	129	129

Tabela 7: Estatística descritiva – Resumo das séries utilizadas

Todas as séries utilizadas foram coletadas já dessazonalizadas. A seguir está o gráfico e uma tabela mostrando que todas as séries, mesmo as que indicam – graficamente – uma pequena sazonalidade, não são significativas e que a amostra está coerente para os estudos feitos.

Para Vendas:

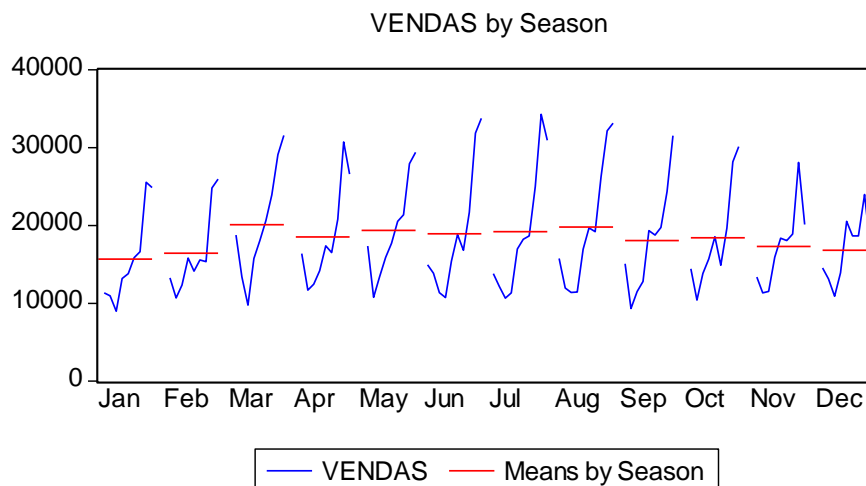


Figura 5: Sazonalidade - Vendas

Apesar de no gráfico (Figura 5), a média para todos os meses não ser visualmente igual, temos que o seguinte modelo foi estimado para verificar se a série apresenta sazonalidade. Nenhuma das *Dummies* que representam os meses foi significativa (Tabela 7).

Dependent Variable: LOG(VENDAS)
Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JANEIRO	-0.100327	0.047263	-2.122736	0.0363
FEVEREIRO	0.063502	0.047263	1.343588	0.1822
MARCO	0.183824	0.047263	3.889385	0.0002
ABRIL	-0.071938	0.047263	-1.522072	0.1312
MAIO	0.047556	0.047263	1.006204	0.3168
JUNHO	-0.030299	0.047263	-0.641064	0.5230
JULHO	0.007671	0.044838	0.171089	0.8645
AGOSTO	0.034750	0.044838	0.775026	0.4402
SETEMBRO	-0.017011	0.047263	-0.359915	0.7197
OUTUBRO	0.030665	0.047263	0.648812	0.5180
NOVEMBRO	-0.046652	0.047263	-0.987075	0.3260
DEZEMBRO	-0.018020	0.047263	-0.381276	0.7038
R-squared	0.217204	Mean dependent var	0.007236	
Adjusted R-squared	0.129340	S.D. dependent var	0.151956	
S.E. of regression	0.141789	Akaike info criterion	-0.966285	
Sum squared resid	1.970202	Schwarz criterion	-0.671688	
Log likelihood	65.14570	Durbin-Watson stat	2.616108	

Tabela 8: Sazonalidade - Vendas

Para Preço:

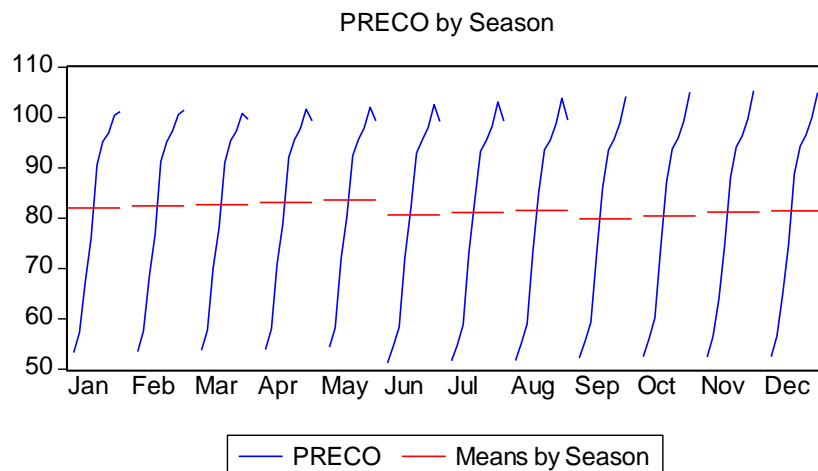


Figura 6: Sazonalidade - Preço

Apesar de no gráfico (Figura 6), a média para todos os meses não ser visualmente igual, temos que o seguinte modelo foi estimado para verificar se a série apresenta sazonalidade. Nenhuma das *Dummies* que representam os meses foi significativa (Tabela 8).

Dependent Variable: D(LOG(PRECO))
Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JANEIRO	0.009446	0.003237	2.918456	0.0044
FEVEREIRO	0.005422	0.003237	1.675091	0.0971
MARCO	0.003800	0.003237	1.173969	0.2433
ABRIL	0.005622	0.003237	1.736818	0.0856
MAIO	0.006274	0.003237	1.938418	0.0554
JUNHO	0.004138	0.003237	1.278474	0.2041
JULHO	0.006284	0.003071	2.046581	0.0434
AGOSTO	0.004686	0.003071	1.525978	0.1302
SETEMBRO	0.005000	0.003237	1.544769	0.1256
OUTUBRO	0.007631	0.003237	2.357685	0.0204
NOVEMBRO	0.010752	0.003237	3.321744	0.0013
DEZEMBRO	0.003465	0.003237	1.070453	0.2870
R-squared	0.051196	Mean dependent var		0.006033
Adjusted R-squared	-0.055303	S.D. dependent var		0.009452
S.E. of regression	0.009710	Akaike info criterion		-6.328593
Sum squared resid	0.009240	Schwarz criterion		-6.033995
Log likelihood	360.0726	Durbin-Watson stat		1.145157

Tabela 9: Sazonalidade - Preço

Para Prazo Médio:

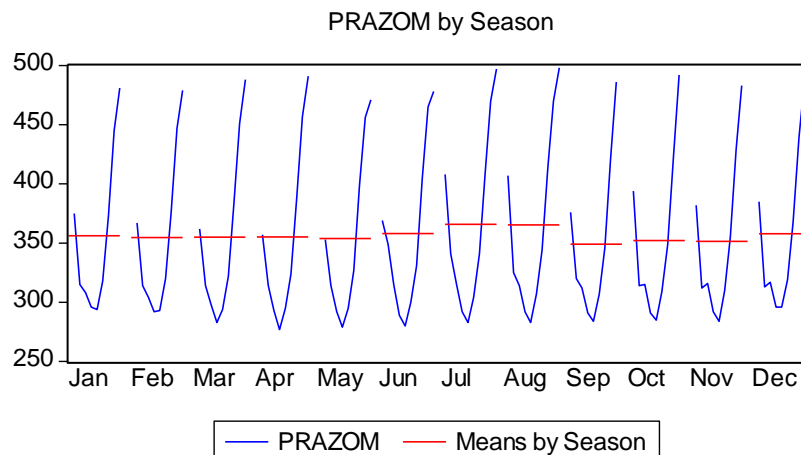


Figura 7: Sazonalidade - Prazo Médio

Apesar de no gráfico (Figura 5), a média para todos os meses não ser visualmente igual, temos que o seguinte modelo foi estimado para verificar se a série apresenta sazonalidade. Nenhuma das *Dummies* que representam os meses foi significativa (Tabela 7).

Dependent Variable: D(LOG(PRAZOM))
Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JANEIRO	-0.004819	0.006406	-0.752258	0.4537
FEVEREIRO	-0.004768	0.006406	-0.744252	0.4585
MARCO	-0.000749	0.006406	-0.116978	0.9071
ABRIL	-0.001154	0.006406	-0.180210	0.8574
MAIO	-0.002131	0.006406	-0.332674	0.7401
JUNHO	0.007029	0.006406	1.097255	0.2752
JULHO	0.020080	0.006077	3.304223	0.0013
AGOSTO	-0.001850	0.006077	-0.304467	0.7614
SETEMBRO	-0.005262	0.006406	-0.821461	0.4134
OUTUBRO	0.007855	0.006406	1.226189	0.2231
NOVEMBRO	-0.001511	0.006406	-0.235826	0.8141
DEZEMBRO	0.018566	0.006406	2.898363	0.0046
R-squared	0.182742	Mean dependent var		0.002725
Adjusted R-squared	0.091009	S.D. dependent var		0.020157
S.E. of regression	0.019218	Akaike info criterion		-4.963316
Sum squared resid	0.036193	Schwarz criterion		-4.668719
Log likelihood	284.9824	Durbin-Watson stat		1.496432

Tabela 10: Sazonalidade - Prazo Médio

Para Produção Industrial

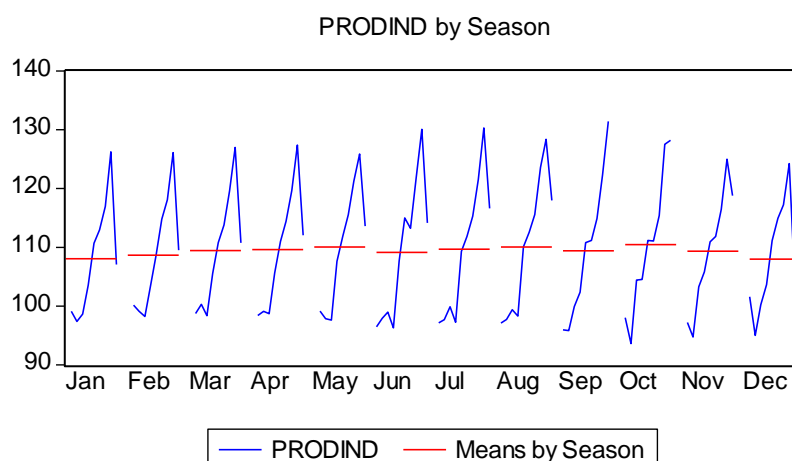


Figura 8: Sazonalidade - Produção Industrial

Apesar de no gráfico (Figura 5), a média para todos os meses não ser visualmente igual, temos que o seguinte modelo foi estimado para verificar se a série apresenta sazonalidade. Nenhuma das *Dummies* que representam os meses foi significativa (Tabela 7).

Dependent Variable: D(LOG(PRODIND))
Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JANEIRO	0.000552	0.007296	0.075710	0.9398
FEVEREIRO	0.005587	0.007296	0.765786	0.4456
MARCO	0.006947	0.007296	0.952155	0.3434
ABRIL	0.001295	0.007296	0.177531	0.8595
MAIO	0.003785	0.007296	0.518738	0.6051
JUNHO	0.003868	0.007296	0.530145	0.5972
JULHO	0.005080	0.006921	0.733910	0.4648
AGOSTO	0.003466	0.006921	0.500834	0.6176
SETEMBRO	0.001711	0.007296	0.234516	0.8151
OUTUBRO	0.009748	0.007296	1.336165	0.1846
NOVEMBRO	-0.008689	0.007296	-1.190989	0.2365
DEZEMBRO	-0.011935	0.007296	-1.635832	0.1051
R-squared	0.075784	Mean dependent var		0.001830
Adjusted R-squared	-0.027955	S.D. dependent var		0.021588
S.E. of regression	0.021887	Akaike info criterion		-4.703160
Sum squared resid	0.046947	Schwarz criterion		-4.408563
Log likelihood	270.6738	Durbin-Watson stat		1.817765

Tabela 11: Sazonalidade - Produção Industrial

Para Índice de Confiança do Consumidor:

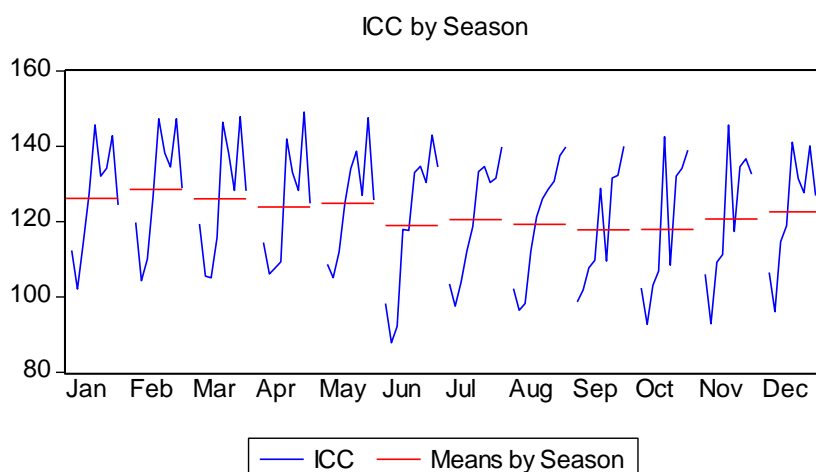


Figura 9: Sazonalidade - ICC

Apesar de no gráfico (Figura 5), a média para todos os meses não ser visualmente igual, temos que o seguinte modelo foi estimado para verificar se a série apresenta sazonalidade. Nenhuma das *Dummies* que representam os meses foi significativa (Tabela 7).

Dependent Variable: D(LOG(ICC))

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JANEIRO	0.029605	0.017192	1.722086	0.0882
FEVEREIRO	0.018382	0.017192	1.069240	0.2876
MARCO	-0.020481	0.017192	-1.191340	0.2364
ABRIL	-0.017251	0.017192	-1.003436	0.3181
MAIO	0.009075	0.017192	0.527856	0.5988
JUNHO	-0.036164	0.017192	-2.103610	0.0380
JULHO	0.019163	0.016309	1.174944	0.2429
AGOSTO	-0.011302	0.016309	-0.693004	0.4899
SETEMBRO	0.006908	0.017192	0.401838	0.6887
OUTUBRO	-0.003025	0.017192	-0.175983	0.8607
NOVEMBRO	0.025235	0.017192	1.467886	0.1453
DEZEMBRO	0.018126	0.017192	1.054343	0.2943
R-squared	0.141362	Mean dependent var		0.003203
Adjusted R-squared	0.044984	S.D. dependent var		0.052776
S.E. of regression	0.051575	Akaike info criterion		-2.988897
Sum squared resid	0.260677	Schwarz criterion		-2.694299
Log likelihood	176.3893	Durbin-Watson stat		2.103765

Tabela 12: Sazonalidade - ICC

Resultados da estimação por Mínimos Quadrados Ordinários

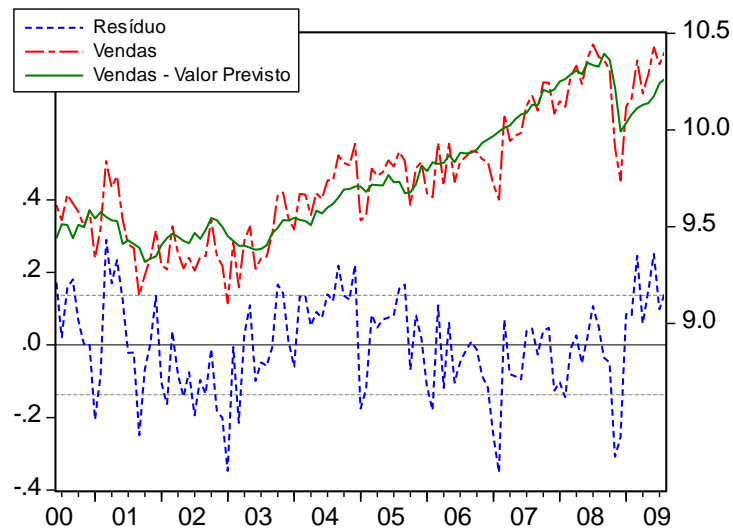


Figura 10: Gráfico de Valor Atual, Previsto e Resíduos da estimação de Mínimos Quadrados Ordinários

	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\delta}$
$\hat{\alpha}$	1.1865	-0.4491	0.1496	0.0709	-0.0305	-0.0488
$\hat{\beta}$	-0.4491	0.2469	-0.0670	-0.0532	-0.0222	0.0309
$\hat{\beta}$	0.1496	-0.0670	0.0274	0.0144	-0.0081	-0.0096
$\hat{\beta}$	0.0709	-0.0532	0.0144	0.0178	0.0024	-0.0087
$\hat{\beta}$	-0.0305	-0.0222	-0.0081	0.0024	0.0325	-0.0007
$\hat{\delta}$	-0.0488	0.0309	-0.0096	-0.0087	-0.0007	0.0065

Tabela 13: Matriz de Variância e covariância dos parâmetros estimados

Análise de Resíduos do Modelo estimado por Mínimos Quadrados Ordinários

Teste Jarque-Bera de Normalidade dos Erros

H_0 : Erros são Distribuídos Normais

H_A : Erros não são distribuídos Normais

Conclusão do Teste: Não podemos rejeitar a hipótese nula.

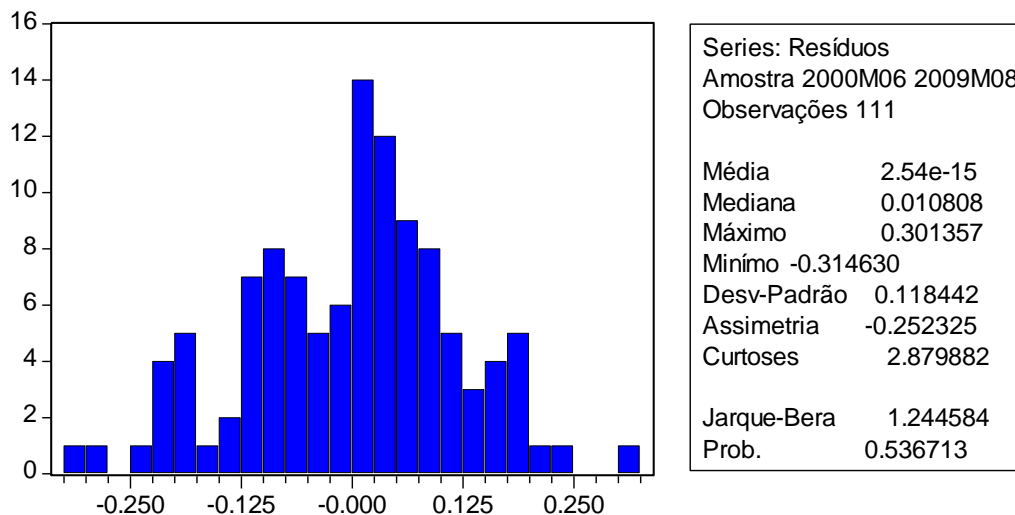


Figura 11: Histograma e Teste de Normalidade dos Erros

Teste de Correlação Serial para os Erros – Mínimos Quadrados Ordinários

H_0 : Erros não apresentam correlação serial de primeira ordem

H_A : Erros apresentam correlação serial de primeira ordem

Conclusão do Teste: Não podemos aceitar a hipótese nula com um nível de significância de 5%.

Teste de Correlação Serial de Primeira Ordem de Breusch-Godfrey

Estatística F	14.06408	Prob.	0.000291
Estatística LM	13.22259	Prob.	0.000277

Tabela 14: Teste de Breusch-Godfrey para correlação serial nos erros

Teste de Heterocedasticidade de White (com termos cruzados) para os Erros – Mínimos Quadrados Ordinários

H_0 : Erros não apresentam heterocedasticidade

H_A : Erros apresentam heterocedasticidade

Conclusão do Teste: Não podemos aceitar a hipótese nula com um nível de significância de 5%.

Teste de Heterocedasticidade de White			
Estatística F	1.896138	Prob.	0.023671
Estatística LM	31.48123	Prob.	0.035723

Tabela 15: Teste de Heterocedasticidade de White – Mínimos quadrados em 2 estágios

Resultados da estimação por Mínimos Quadrados em 2 Estágios

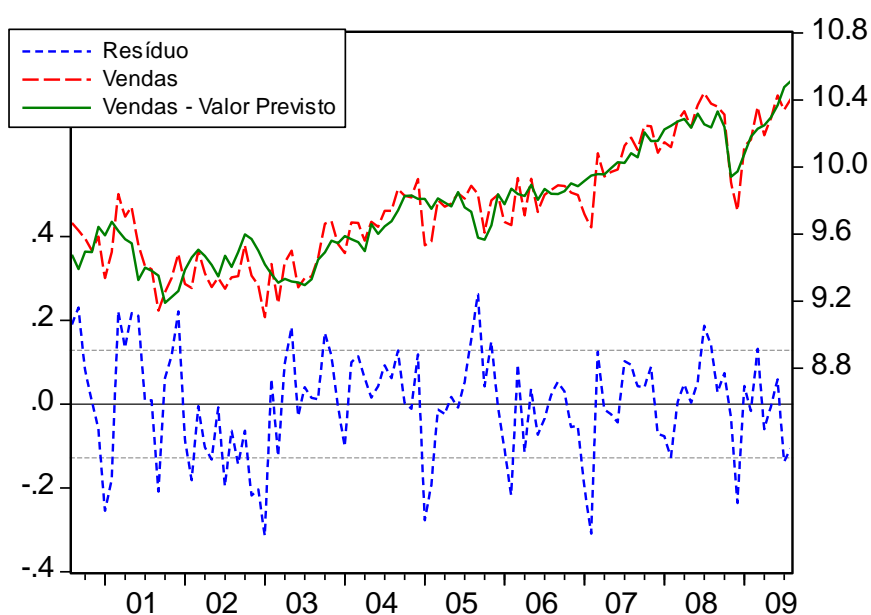


Figura 12: Gráfico de Valor Atual, Previsto e Resíduos da estimação de Mínimos Quadrados Ordinários

	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\delta}$
$\hat{\alpha}$	2.9820	-1.3076	0.4342	0.2720	-0.0683	-0.1757
$\hat{\beta}$	-1.3076	0.7198	-0.1998	-0.1620	-0.0527	0.0972
$\hat{\beta}$	0.4342	-0.1998	0.0751	0.0470	-0.0205	-0.0308
$\hat{\beta}$	0.2720	-0.1620	0.0470	0.0449	0.0045	-0.0254
$\hat{\beta}$	-0.0683	-0.0527	-0.0205	0.0045	0.0790	0.0004
$\hat{\delta}$	-0.1757	0.0972	-0.0308	-0.0254	0.0004	0.0174

Tabela 16: Matriz de Variância e covariância dos parâmetros estimados

Análise de Resíduos do Modelo estimado por Mínimos Quadrados em 2 Estágios

Teste Jarque-Bera de Normalidade dos Erros

H_0 : Erros são Distribuídos Normais

H_A : Erros não são distribuídos Normais

Conclusão do Teste: Não podemos rejeitar a hipótese nula.

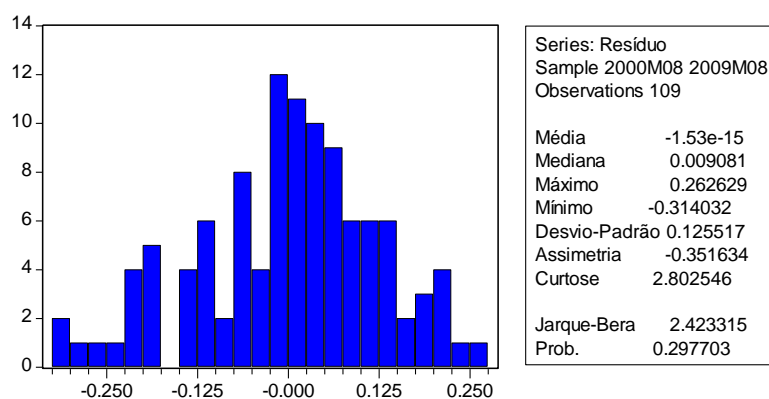


Figura 13: Histograma e Teste de Normalidade dos Erros

Teste de Correlação Serial para os Erros – Mínimos Quadrados em 2 Estágios

H_0 : Erros não apresentam correlação serial de primeira ordem

H_A : Erros apresentam correlação serial de primeira ordem

Conclusão do Teste: Não podemos rejeitar a hipótese nula com um nível de significância de 5%.

Teste de Correlação Serial de Primeira Ordem de Breusch-Godfrey

Estatística LM	13.22259	Prob.	0.000028
----------------	----------	-------	----------

Tabela 17: Teste de Breusch-Godfrey para correlação serial nos erros

Teste de Heterocedasticidade de White (com termos cruzados) para os Erros – Mínimos Quadrados Ordinários

H_0 : Erros não apresentam heterocedasticidade

H_A : Erros apresentam heterocedasticidade

Conclusão do Teste: Não podemos rejeitar a hipótese nula com um nível de significância de 5%.

Teste de Heterocedasticidade de White

Estatística F	1.337908	Prob.	0.180785
Estatística LM	24.21605	Prob.	0.187995

Tabela 18: Teste de Heterocedasticidade de White – Mínimos quadrados em 2 estágios