

ANÁLISE PARA A DEMANDA DE TRANSPORTE RODOVIÁRIO URBANO NO BRASIL E EM SANTA CATARINA

Felipe Eugenio Kich Gontijo (UDESC)

gontijo@udesc.br

Fernando Pozzobon (UDESC)

fernando.esag@gmail.com

Jessica Regis Pereira (UDESC)

jeh.esag@gmail.com



Esse artigo aborda o segmento dos transportes rodoviários urbanos, dando ênfase à demanda de automóveis no Brasil e no estado de Santa Catarina, São demonstrados os últimos dados que caracterizam o setor, bem como se faz uma análise evolutiva destes, a fim de se mensurar as mudanças ocorridas no período de 2002 a 2014. Dados estes, referentes à frota de veículos, a taxas de motorização, a externalidades, entre outros. Objetiva-se a identificação de algumas das variáveis componentes da demanda de automóveis no Brasil e em Santa Catarina, além da obtenção de sua respectiva elasticidade-renda e de possíveis efeitos complementares entre bens inerentes ao setor. Elabora-se modelos de demanda baseados em regressões econométricas através do método dos mínimos quadrados ordinários. Os resultados encontrados mostraram que variáveis como PIB per capita, frota de motocicletas, preço médio da gasolina e tempo de deslocamento são significativas para a estimação da demanda de automóveis no Brasil, enquanto para Santa Catarina as variáveis com maior grau de explicação foram PIB per capita, frota de motocicletas, tempo de deslocamento e IDH.

Palavras-chave: Demanda de automóveis. Elasticidade-renda. Frota Veicular.

1. Introdução

O crescimento das frotas de veículos junto à falta de planejamento tem causado diversas externalidades negativas. Para que seja possível tomar decisões quanto à alocação dos recursos referente a minimizar essas externalidade, aplicam-se os estudos que tratam da demanda de transportes possibilitam o reconhecimento de algumas dessas variáveis, bem como a quantificação de cada uma delas, através de suas respectivas elasticidades. Apresentando como resultado a projeção de demandas futuras, o qual, demonstram aos gestores públicos o local a aplicarem as políticas de melhoramento sustentável da estrutura de transportes.

Para tal, busca-se analisar a evolução da frota veicular brasileira, bem como averiguar-se as diferenças evolutivas entre as regiões, dando ênfase à realidade catarinense.

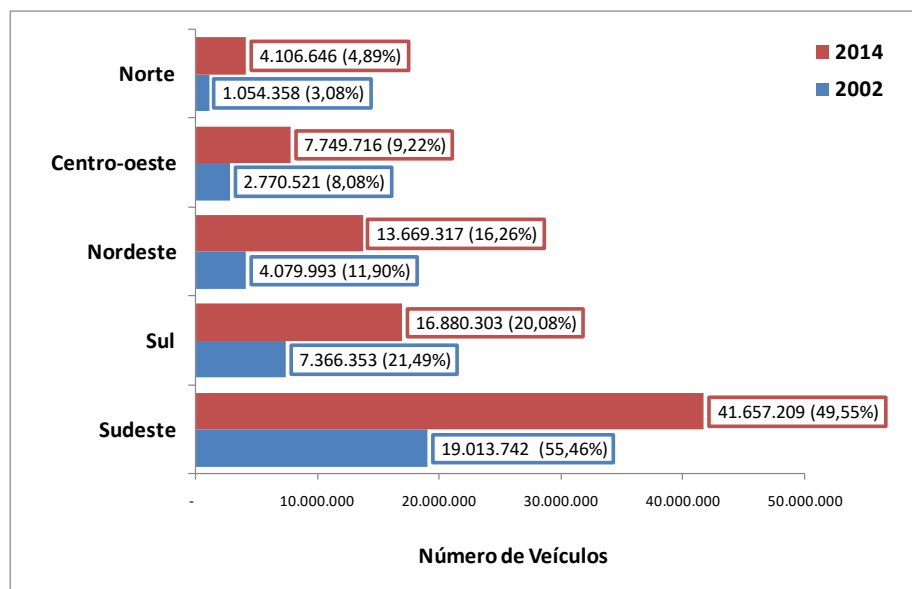
Posto isto, questiona-se que variáveis afetam a demanda de transportes em Santa Catarina e no Brasil. Objetiva-se neste trabalho a elaboração de um modelo que seja capaz de identificar os fatores que causam impactos na demanda por automóveis no estado de Santa Catarina, bem como outro que viabilize o reconhecimento dos elementos que influenciam a demanda de automóveis em âmbito nacional.

2. Características do Transporte Urbano no Brasil

A frota de veículos brasileira na última década apresentou uma variação de 145,19%, o que equivale, em valores absolutos, a um salto de 34.284.967 para 84.063.191 de veículos no período de 2002 a junho de 2014, conforme o Departamento Nacional de Trânsito (DENATRAN, 2014).

Segundo o DENATRAN (2014), em junho de 2014, as regiões que acumulam a maior parte do total da frota existente no país são as regiões sudeste, com participação de 49,55%, e sul, com acúmulo de 20,08% da frota, conforme ilustrado na figura 1. As demais regiões representam juntas os 30% restantes da participação da frota nacional.

Figura 1 – Evolução da frota brasileira de veículos por região (2002 - 2014).

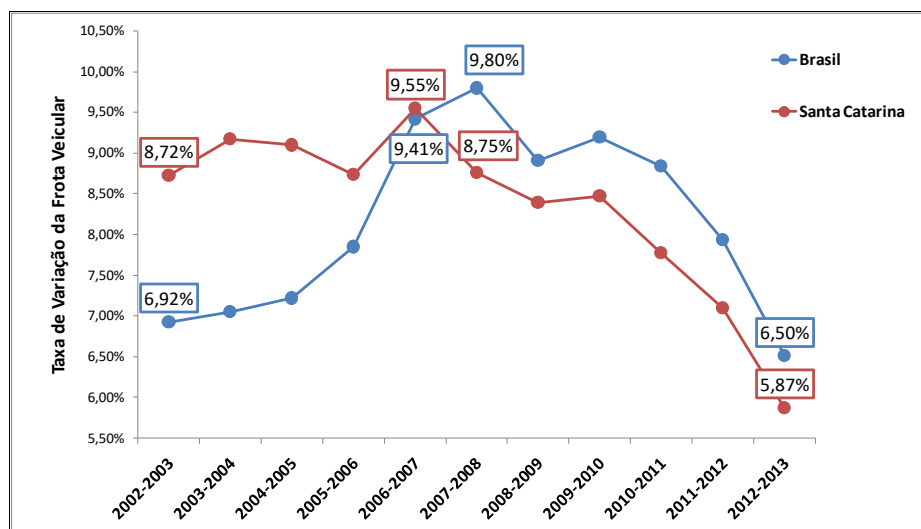


Fonte: DENATRAN (2014)

A figura ainda demonstram que as regiões sudeste e sul, apesar de obterem a maior concentração da frota veicular do país, são justamente as que apresentam as menores taxas de variação no intervalo relativo aos anos de 2002 a 2014. Ao contrário das demais que vêm crescendo mais intensamente, com taxas que chegam a 289,49% no norte brasileiro, 235,03% no nordeste e 179,72% no centro-oeste.

2.1 Evolução e Variação da Frota Catarinense

Santa Catarina é, de acordo com o DENATRAN (2014), o sexto estado brasileiro com maior número de veículos apresentando a menor frota de veículos da região Sul. Ainda assim, com dados atualizados até junho de 2014, a frota do estado catarinense conta com 4.312.896 veículos, 149,1% a mais que em 2002, isto é, o número de veículos do estado é, atualmente, 2,5 vezes maior em relação à década passada.

Figura 2 – Variação da Frota Veicular: Brasil *versus* Santa Catarina.


Fonte: DENATRAN (2014).

Comparada à variação da frota nacional, ano a ano, de 2002 a 2014, pode-se observar, com a ajuda da figura 2, que a variação da frota do estado de Santa Catarina, até certo ponto, manteve-se acima da variação da frota brasileira. Conforme o DENATRAN, em 2003, o estado de Santa Catarina cresceu num ritmo mais acelerado que a frota total do país que, entre os anos em questão, cresceu à taxa de 6,92%.

Segundo o DENATRAN (2014), este ritmo acelerado se manteve até um pico de crescimento de cerca de 10% entre os anos de 2006 e 2007. Entretanto, nos anos subsequentes ocorreu uma diminuição dessas taxas, destacando os anos de 2012 a 2013, no qual, as taxas chegaram a 5,87% - inferiores a taxa nacional de 6,5% para o mesmo período.

2.2 Tipificação de Veículos

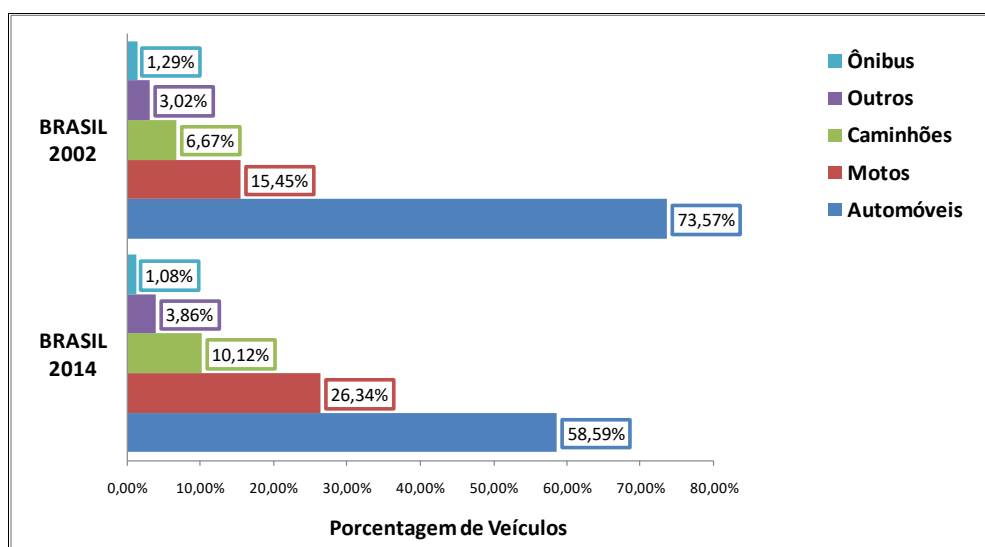
O DENATRAN divide os veículos em 21 tipo, porém, devido à semelhança entre alguns tipos, faz-se conveniente agrupá-los. Assim, neste trabalho, há a seguinte relação:

- Automóveis: automóveis e camionetas
- Motos: soma das motonetas e motocicletas
- Caminhões: conjunto de caminhonetes e caminhões.
- Ônibus: contém os ônibus, os micro-ônibus e os antigos bondes.
- Outros: soma de todos os demais tipos de veículos listados pelo DENATRAN.

Em 2002, segundo o DENATRAN, a frota de veículos brasileira, que somava 34.284.967 veículos, era composta principalmente por automóveis, cerca de 73,57% dos veículos. Em seguida vinham as motos (15,45%) e os caminhões (6,67%).

Em 2014, apesar da expansão da frota a 84.063.191 de veículos (DENATRAN, 2014, conforme representa na figura 3, percebe-se a diminuição da representatividade dos automóveis – comparando-se ao ano de 2002, embora a continuidade da predominância dessa categoria compõem 58,59%.

Figura 3 – Comparação da composição da frota nacional de 2002 a 2014.



Fonte: DENATRAN (2014).

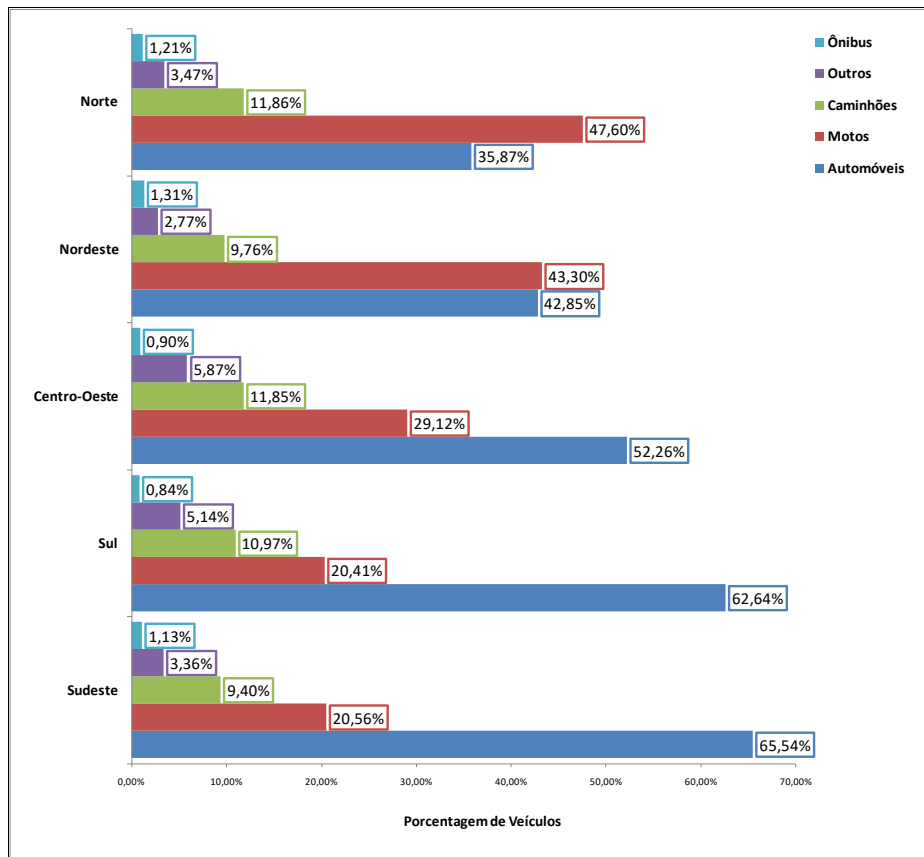
Essa diminuição na participação ocorreu devido um aumento significativo da participação das motos, que passaram de 15,45% em 2002 para 26,34% em 2014. Isto é, enquanto o número de automóveis cresceu aproximadamente 95%, o número de motos, entre 2002 e 2014, mais que triplicou – elevou-se 3,18 vezes (DENATRAN, 2014).

Assim, a frota atual constitui, em valores absolutos, 49.255.174 automóveis e camionetas, 22.141.110 motocicletas e motonetas, 3.245.252 ônibus, micro-ônibus e bondes, 911.867 caminhonetes e caminhões, e 8.509.788 representam o agrupamento dos demais tipos de veículos, segundo o DENATRAN, até junho de 2014.

Hoje, conforme a figura 4, as regiões norte e nordeste exibem como tipo de veículo preeminente as motos, com os percentuais participativos, respectivamente, de 47,60% e

43,30%. Em segundo lugar, vêm os automóveis, em ambas as regiões, com 35,87% na região norte e 42,85% no nordeste.

Figura 4 – Frota brasileira de veículos por tipo: comparação entre regiões



Fonte: DENATRAN (2014)

As demais regiões seguem o padrão nacional da prevalência automobilística. Entretanto, a dominância dos automóveis se faz mais presente na região sudeste, onde 65,54% da frota se encontram nesta categoria, em seguida, mostra-se a região sul, com 62,64% e a região centro-oeste com 52,26%. (DENATRAN, 2014).

O estado catarinense acompanha, no campo de tipificação de veículos, as predominâncias da região sul, inclusive com valores percentuais bastante próximos. Assim, os automóveis correspondem 60,57% do total, seguidos das motos com 23,57%, dos caminhões com 10,30%, grupo “outros” com 4,90% e os ônibus com participação de 0,66% do número de veículos até junho de 2014.

3. Metodologia

Para fins da estimação da demanda, utilizou-se o modelo de regressão linear normal clássico. Segundo Gujarati (2009), análise de regressão visa prever o valor médio de uma variável, dita variável dependente, explicada ou regressando, a partir de valores conhecidos.

A Equação 1 expõe uma função de regressão em que Y_i representa o regressando, β_1 é o parâmetro de intercepto, ou termo constante; β_2 e β_3 são os coeficientes parciais de regressão, X_{2i} e X_{3i} são as variáveis independentes do modelo e u_i é o termo de erro.

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + u_i \quad (\text{Equação 1})$$

A estimação dos coeficientes parciais de regressão do modelo é possível através do método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), que, obedecendo a certas premissas, permite que os melhores estimadores lineares não tendenciosos sejam encontrados.

As premissas supracitadas, conforme Gujarati (2009), rezam que: (1) o modelo de regressão deve ser linear nos parâmetros; (2) os valores das variáveis explanatórias devem ser fixados em amostras repetidas; (3) o valor condicional médio do termo de erro deve ser igual a zero; (4) as variâncias condicionais do termo de erro devem ser constantes e iguais a σ^2 , ou seja, o modelo deve ser homocedástico; (5) não deve haver autocorrelação entre os termos de erro; (6) deve haver ausência de covariância entre o termo de erro e os regressores; (7) o número de observações n deve ser maior que o número de regressores; (8) dada uma amostragem, os valores da variável explanatória não devem ser os mesmos; (9) o modelo não deve apresentar viés; (10) não deve haver relações lineares perfeitas entre as variáveis independentes; e (11) o termo de erro apresenta distribuição normal.

Conforme Wooldridge (2011), todas estas premissas não garantem, porém, que os estimadores sejam eficientes. A eficiência dos estimadores de MQO está ligada ao teorema de Gauss-Markov e às propriedades por ele impostas. No referido teorema, segundo Gujarati

(2009), exige que os estimadores de MQO sejam lineares não tendenciosos e tenham variância mínima.

Posto isso, a importância dos dados a serem utilizados, já que, segundo Gujarati (2009), cada um desses tipos apresenta natureza, fonte e limitações próprias. O mais adequado à análise proposta é o conjunto de dados em corte transversal ou *cross-section*, apresentado por Wooldridge consiste em uma amostra tomada em um ponto específico no tempo.

Um problema comum dessa análise é a ocorrência da violação da premissa de homocedasticidade. Gujarati (2009) aponta essa premissa como uma variância de cada termo de erro u_i , condicionado aos valores das variáveis independentes X_i , é um número constante igual a σ^2 , conforme apresentada na Equação 2.

$$E(u_i^2) = \sigma^2 \quad \text{(Equação 2)}$$

Todavia existe a possibilidade de que a variância seja diferente para cada valor assumido por X . Neste caso, ocorrerá heterocedasticidade, demonstrada na Equação 3.

$$E(u_i^2) = \sigma_i^2 \quad \text{(Equação 31)}$$

A estimação de MQO na presença da heterocedasticidade, apesar de manter os estimadores lineares e não tendenciosos não apresentam a variância mínima, ou seja, deixam de ser eficientes.

Em se tratando da detecção do problema de variância não igual, Gujarati (2009) aponta diversos testes formais e informais, entretanto destaca o conveniente uso do *teste geral de heterocedasticidade de White*, o qual, pode ser facilmente implementado.

Segundo Gujarati (2009), o teste propõe que após a estimação dos resíduos de uma determinada regressão, calcule-se uma regressão auxiliar à original conforme a Equação 4 e a Equação 5, que ilustram um exemplo de regressão e sua auxiliar, respectivamente.

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + u_i \quad (\text{Equação 4})$$

$$\hat{u}_i^2 = \alpha_1 + \alpha_2 X_{2i} + \alpha_3 X_{3i} + \alpha_4 X_{2i}^2 + \alpha_5 X_{3i}^2 + \alpha_6 X_{2i} X_{3i} + v_i \quad (\text{Equação 5})$$

Neste ponto do processo, é possível a obtenção do R^2 da regressão auxiliar que multiplicado pelo número de observações n , de acordo com Gujarati (2009) – sob a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade – segue de maneira assintótica a distribuição qui-quadrado (com graus de liberdade igual ao número de regressores da regressão auxiliar sem incluir o intercepto). Assim, pode-se dizer que quando o valor crítico de qui-quadrado, ao nível de significância determinada, for inferior ao qui-quadrado obtido, haverá heterocedasticidade.

Uma vez detectada, a heterocedasticidade deve ser corrigida, posto que os estimadores de MQO em modelos heterocedástico deixam de ser BLUE. Quando a variância σ_i^2 é conhecida, pode-se aplicar o método dos mínimos quadrados generalizados (MQG), que consiste na transformação do modelo de MQO heterocedástico em um modelo homocedástico através da divisão dos parâmetros de MQO pela variância σ_i^2 conhecida. O que permite a aplicação de MQO no modelo transformado, uma vez que este será linear, não tendencioso e eficiente.

Se a variância não for conhecida, segundo Gujarati (2009), pode-se fazer uso do método corretivo de White, aplicável através de softwares, que além das variâncias e erros-padrão de MQO, apresentam as variâncias e erros-padrão *robustos* (como são chamados os erros-padrão corrigidos pelo método de White).

Outro relaxamento de premissa que pode vir a aparecer no modelo é a existência da multicolinearidade. Segundo Gujarati (2009), a multicolinearidade se traduz na presença de uma relação perfeita ou “menos que perfeita” entre regressores, o que impede a análise dos efeitos individuais de cada variável independente sobre o regressando. Quando da ocorrência de multicolinearidade perfeita, os coeficientes angulares da regressão serão indeterminados e seus erros-padrão, infinitos (Gujarati, 2009). Quando for “menos que perfeita”, apesar de os parâmetros poderem ser determinados, revelarão erros-padrão bastante altos.

A detecção de multicolinearidade pode ser feita através do fator de inflação da variância (FIV), calculado através da Equação 6.

$$FIV = \frac{1}{(1 - R_j^2)} \quad (\text{Equação 6})$$

Constatada a multicolinearidade, podem ser utilizadas algumas medidas corretivas apontadas por Gujarati (2009), tais como utilizar-se, quando possível, de um maior número de observações ou excluir variáveis, entre outras.

4. Resultados da Pesquisa

A partir dos dados obtidos, regrediram-se quatro modelos para a demanda nacional de automóveis e do estado de Santa Catarina ao longo anos de 2009, 2010 e 2011.

4.1 Modelos de Demanda Nacional

A regressão do modelo nacional completo para 2010 foi feita com base na Equação 7, em que a frota de automóveis encontra-se em função do PIB *per capita*, do preço médio da gasolina, da frota de motocicletas e do tempo de deslocamento.

$$\log(\text{Carros } 2010) = \beta_1 + \beta_2 \log(\text{PIB } per \text{ capita } 2010) + \beta_3 \log(\text{Preço } gasolina \text{ } 2010) + \beta_4 \log(\text{motos } 2010) + \beta_5 (\text{Deslocamento mais que } 1h \text{ } 2010) \quad (\text{Equação 72})$$

Os resultados da regressão no que tange aos coeficientes estimados das variáveis explicativas, bem como seus respectivos erros-padrão, razão-t e *p-valor* podem ser observados na Figura 5. Ressalta-se que foi realizado o teste FIV para o possível problema de multicolinearidade e o teste White para heterocedasticidade. Os valores do teste FIV variando de 1,2 a 1,8 entre as variáveis e o teste White com *p-valor* de 0,86, indicam a ausência de ambos os problemas no modelo. Conforme a Figura 5, todas as variáveis mostraram-se significativas: PIB *per capita*, frota de motocicletas e tempo de deslocamento a 1%, enquanto preço da gasolina a 5%. O coeficiente de determinação do modelo (R^2) apresentou valor de 0,956.

Figura 5 – Resultados Modelo Nacional Completo para 2010

| Variáveis Independentes | Coefficiente | Erro Padrão | razão-t | p-valor |
|----------------------------------|--------------|-------------|---------|---------|
| Constante | -2,84186 | 2,68828 | -1,0571 | 0,3019 |
| Log (PIB <i>per capita</i> 2010) | 0,777144 | 0,144969 | 5,3608 | <0,0001 |
| Log (Preço gasolina 2010) | -3,99063 | 1,57175 | -2,5390 | 0,0187 |
| Log (Motos 2010) | 0,936394 | 0,0831133 | 11,2665 | <0,0001 |
| Deslocamento <i>mais que</i> 1h | 5,23388 | 1,57232 | 3,3288 | 0,003 |

Fonte: Os autores, através do software Gretl

O coeficiente da variável PIB *per capita* representa a elasticidade-renda da demanda de automóveis no Brasil e seu valor positivo converge com o disposto na teoria microeconômica para bens normais. Em 2010, os estados que apresentavam maior renda (maior PIB *per capita*) eram, em média, os que detinham as maiores frotas de automóveis do país. Porém, a elasticidade-renda, com valor de +0,77 (inferior a 1) exprime uma relação menos que proporcional entre renda e quantidade demandada, uma vez que os estados que possuem PIB *per capita* 1% maior têm frota apenas 0,77% maior, em média. Este valor é semelhante ao encontrado por Vianna (1988), cuja elasticidade-renda foi de +0,76 para o modelo agregado de demanda brasileira de automóveis. O coeficiente da variável que representa o preço médio da gasolina comportou-se conforme o previsto em se tratando do sinal negativo apresentado, dando indícios da existência de um efeito complementar entre os bens gasolina e automóvel. Os estados em que o preço da gasolina apresentou-se mais elevado foram também aqueles cujas frotas revelaram-se, em média, menos volumosas em 2010. O modelo chinês de demanda de automóveis (Hsin Hong Kang & Hui-Yen Lee, 2014) obteve da mesma forma sinal negativo para a variável que representa o preço médio da gasolina, porém este apresentou coeficiente modular muito inferior ao encontrado pelo modelo nacional completo 2010; enquanto aquele teve valor igual a -0,398, este foi de -3,99, podendo significar que os brasileiros são mais sensíveis ao preço da gasolina em relação aos chineses.

Por fim, o modelo mostra que nos estados onde há maior proporção de trabalhadores dependendo mais de 1h para deslocamento casa-trabalho há, em média, maior frota de automóveis. Mais detalhadamente, nos estados em que 1% a mais de trabalhadores gasta mais de 1 hora no deslocamento casa-trabalho, as frotas de automóveis mostram-se 5,66% maiores.

Com vistas à elaboração de uma análise comparativa de algumas das variáveis do modelo nacional de demanda de automóveis, regrediram-se modelos mais simples para os anos de 2009, 2010 e 2011. Estes modelos foram definidos de acordo com a Equação 8.

$$\log(\text{Carros}) = \beta_1 + \beta_2 \log(\text{PIB per capita}) + \beta_3 \log(\text{Preço gasolina}) + \beta_4 \log(\text{motos}) \quad (\text{Equação 8})$$

A regressão de nenhum dos modelos nacionais restritos apresentou heterocedasticidade ou multicolinearidade. Os R^2 variaram de 0,928 a 0,932. Os valores dos coeficientes, e o nível de significância das variáveis para cada ano podem ser observados na figura 6.

Figura 6 – Comparação de coeficientes dos modelos restritos de 2009 a 2011 (BR)

| Variáveis Independentes | Coefficiente 2009 | Coefficiente 2010 | Coefficiente 2011 |
|------------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| Constante | - 3,36251 | - 4,36237 | - 8,03665 |
| Log (PIB <i>per capita</i>) | 0,967963 | 0,974721 | 1,08318 |
| Log (Preço gasolina) | - 5,30837 | - 4,39674 | - 3,0144 |
| Log (Motos) | 0,968287 | 0,971923 | 1,07735 |
| R-quadrado | 0,932076 | 0,934944 | 0,928873 |

Fonte: Os autores, através do software Gretl

A despeito da variável referente ao preço médio da gasolina ter deixado de ser significativa a 10% no modelo nacional restrito de 2011, há de se destacar que os valores dos coeficientes desta variável diminuíram (em módulo) de -5,30 em 2009 para -3,01 em 2011. A elasticidade-renda, ao contrário, elevou-se gradativamente de 0,96 em 2009, para 1,08 em 2010. O que permite a interpretação de que no decorrer dos três anos analisados, a demanda passou a ser mais sensível à renda e menos sensível ao preço do bem complementar em questão.

4.2 Modelo de Demanda para Santa Catarina

O modelo de demanda de automóveis para Santa Catarina foi inicialmente regredido de forma que a frota de carros fosse confrontada com as variáveis PIB *per capita*, frota de motocicletas, tempo de deslocamento e o IDH, com dados em corte transversal dos 293 municípios da unidade federativa em análise – conforme Equação 9.

$$\log(\text{Carros}) = \beta_1 + \beta_2 \log(\text{PIB per capita}) + \beta_3 \log(\text{motos}) + \beta_4(\text{mais 1h de deslocamento}) + \beta_5 \log \text{IDH} \quad (\text{equação 9})$$

Apesar de o modelo catarinense inicial, regredido por MQO, apresentar variáveis significativas, coeficiente de determinação R^2 bastante alto (0,90) e ausência do problema de multicolinearidade, com valores de FIV entre 1,07 e 1,71, detectou-se a heterocedasticidade do modelo através do teste de White, que indicou p -valor igual a 0,00.

Em virtude da violação da premissa de homocedasticidade, fez-se uma nova regressão deste, não mais por MQO, mas por heterocedasticidade-corrigida. O resultado apresentou significância de todas as variáveis a 1%, R^2 de 0,92 e ausência de multicolinearidade, indicada pelos valores bastante baixos variando de 1,07 e 1,73 do teste FIV. Ademais, os resultados, no tocante aos coeficientes e seus respectivos erro-padrão, razão-t e p -valor, apresenta-se na Figura 7.

Figura 7 – Modelo catarinense completo: Heterocedasticidade-corrigida

| Variáveis Independentes | Coefficiente | Erro Padrão | razão-t | p-valor |
|---------------------------|--------------|-------------|---------|---------|
| Constante | -0,0240027 | 0,627659 | -0,0382 | 0,9695 |
| Log (PIB per capita 2010) | 0,19182 | 0,0599696 | 3,1986 | 0,0015 |
| Log (Motos 2010) | 0,915433 | 0,018801 | 48,6907 | <0,0001 |
| Deslocamento mais que 1h | 3,38993 | 1,00258 | 3,3812 | 0,0008 |
| Log (IDH 2010) | 1,89783 | 0,476546 | 3,9825 | <0,0001 |

Fonte: Os autores, através do software Gretl

Todos os coeficientes obtidos exprimam sinais positivos, o que vai ao encontro das expectativas. O coeficiente relativo à frota de motocicletas (+0,91) comportou-se de maneira em muito semelhante ao modelo nacional completo (+0,93), contudo as variáveis representativas de tempo de deslocamento e renda exibiram valores significativamente inferiores. Enquanto, em âmbito nacional, nos estados em que há proporção 1% mais alta de pessoas levando mais que 1 hora em seus deslocamentos casa-trabalho tem em contrapartida, em média, uma frota 5,23% maior, em âmbito estadual, os municípios catarinenses que apresentam a mesma proporção 1% mais alta têm como resposta uma frota apenas 3,38% mais volumosa, em média.

A elasticidade-renda de +0,19 para o modelo catarinense completo é extremamente baixa, tanto em relação ao modelo nacional completo (+0,77) apresentado neste trabalho quanto aos estudos prévios acerca do tema apresentados na literatura. O coeficiente representa que as demandas de automóveis dos municípios catarinenses são pouco sensíveis à renda, já que aqueles que apresentam renda 1% maior apresentaram frota 0,19% maior em 2010.

Com fins de comparação temporal, desenvolveram-se modelos mais simples de demanda para Santa Catarina, os chamados modelos catarinenses restritos para os anos de 2009, 2010 e 2011 – definidos pela Equação 10.

$$\log(\text{Carros}) = \beta_1 + \beta_2 \log(\text{PIB per capita}) + \beta_3 \log(\text{motos}) \quad (\text{Equação 10})$$

Os modelos catarinenses restritos de 2009, 2010 e 2011 foram identificados como homocedásticos e não obtiveram indícios de multicolinearidade. Seus coeficientes R^2 variaram de 0,897 a 0,908 e as variáveis mostraram-se significativas a pelo menos 5% conforme apontado na figura 8.

Figura 8 – Comparação de coeficientes dos modelos restritos de 2009 a 2011 (SC)

| Variáveis Independentes | Coefficiente 2009 | Coefficiente 2010 | Coefficiente 2011 |
|-------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| Constante | -0,246007 | -0,949575 | -0,747483 |
| Log (PIB per capita) | 0,153703 | 0,233611 | 0,206672 |
| Log (Motos) | 0,932476 | 0,920783 | 0,927856 |
| R-quadrado | 0,897963 | 0,906092 | 0,908925 |

Fonte: Os autores, através do software Gretl

A elasticidade-renda aumentou de +0,15 em 2009, para 0,20 em 2011, o que retrata que a demanda de automóveis nos municípios catarinenses tornou-se mais sensível à renda ao longo do tempo. Além disso, percebe-se alteração quase nula, porém decrescente, dos coeficientes relativos à frota de motocicletas, o que pode significar um futuro aumento do número de motos em Santa Catarina.

5. Conclusão

Através da elaboração dos modelos propostos foi possível a detecção de algumas das variáveis que influenciam a demanda brasileira de automóveis, bem como aquelas que causam impactos na demanda do estado de Santa Catarina para o mesmo bem. Constatou-se que PIB *per capita*, tempo de deslocamento, frota de motocicletas e o preço da gasolina são significativas para a explicação da demanda nacional, enquanto PIB *per capita*, tempo de deslocamento, frota de motocicletas e IDH, foram as que se revelaram relevantes na explicação da demanda catarinense de automóveis.

A análise do panorama nacional do setor dos transportes rodoviários urbanos no Brasil mostrou que a frota brasileira vem crescendo demasiadamente a cada ano, mas que a variação deste crescimento se dá em escala decrescente desde o ano de 2008, quando atingiu um ápice de variação (9,8) que desde então só faz diminuir, apresentando taxa de crescimento igual a 6,5 de 2013 a 2014. Quanto à frota das regiões brasileira, como já é de se esperar, mostram-se superiores nas regiões sudeste e sul, seguidos das regiões nordeste, norte e centro-oeste, desde 2002, mantendo-se essa configuração até os tempos recentes. Em Santa Catarina, sexta maior frota estadual do país, observa-se que 4,77% (14) dos municípios com frotas mais volumosas abrangem 47,92% da frota estadual, enquanto o restante da frota é distribuída entre os demais 279 municípios.

A partir dos modelos elaborados, constatou-se para o modelo nacional, uma elasticidade-renda de +0,77, enquanto que para o modelo catarinense, o coeficiente angular representante da variável renda foi de +0,19 (bastante inferior ao nacional), evidenciando que a demanda de automóveis nos municípios catarinenses tende a ser menos sensível à renda em comparação às unidades federativas do Brasil. Mostrou-se também que tanto a elasticidade-renda da demanda de automóveis nacional quando a da de Santa Catarina exibiram variação positiva entre os anos de 2009 e 2011, dando indícios de que, ao longo destes anos, as escolhas quanto à aquisição ou não de automóveis seja mais influenciada pela renda no Brasil.

REFERÊNCIAS

DETRAN/SC. **Quantidade de CNH emitidas.** Disponível em: <<http://www.detran.sc.gov.br/index.php/estatistica/condutores>> Acesso em: Jun. 2014

GUJARATI, Damodar N., and DAWN C. Porter. 2009. *Basic econometrics*. 5th ed. Boston: McGraw-Hill Irwin.

KSIN-HONG KANG; HUI-YEN LEE. **The impact Factors of Chinese Automobile Demand**. Taiwan, 2014.

LITMAN, Todd. A. **Understanding Transport Demands and Elasticities: how prices and other factors affect travel behavior**. Victoria, Canadá: Victoria Transport Policy Institute, 2013.

MORAES, R. A; SILVEIRA. J. A. G. **Elasticidade-preço e Elasticidade-renda da Demanda na Indústria Automobilística Brasileira: uma análise da última década para os veículos populares**. São Paulo, 2005.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Microeconomia**. 7. ed. São Paulo: Pearson, 2010.

VARIAN, Hall. **Microeconomia: Princípios Básicos: Uma Abordagem Moderna**. 8.ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2012.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introdução à econometria: Uma Abordagem Moderna**. 4.ed. São Paulo: Cengage Learning, 2010.