UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ADMINISTRAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO

TAINÁ FERNANDES DE BRITO

**Precificação de atributos com modelos hierárquicos lineares: uma aplicação
ao mercado brasileiro de motocicletas populares**

SÃO PAULO
2020

Prof. Dr. Vahan Agopyan
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Fábio Frezatti
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Moacir de Miranda Oliveira Junior
Chefe do Departamento de Administração

Prof. Dr. Eduardo Kazuo Kayo
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Administração

TAINÁ FERNANDES DE BRITO

Precificação de atributos com modelos hierárquicos lineares: uma aplicação ao mercado brasileiro de motocicletas populares

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Administração do Departamento de Administração da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Ciências.

Orientador: Prof. Dr. Nuno M. M. D. Fouto

Versão Corrigida

(versão original disponível na Biblioteca da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade)

SÃO PAULO

2020

Catálogo na Publicação (CIP)
Ficha Catalográfica com dados inseridos pelo autor

De Brito, Tainá Fernandes.

Precificação de atributos com modelos hierárquicos lineares: uma aplicação ao mercado brasileiro de motocicletas populares / Tainá Fernandes De Brito. - São Paulo, 2020.

154 p.

Tese (Doutorado) - Universidade de São Paulo, 2020.

Orientador: Nuno Manoel Martins Dias Fouto.

1. Preços hedônicos. 2. Varejo. 3. Brasil. I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. II. Título.

Nome: DE BRITO, Tainá Fernandes

Título: Precificação de atributos com modelos hierárquicos lineares: uma aplicação ao mercado brasileiro de motocicletas populares

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Administração do Departamento de Administração da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Ciências.

Aprovada em: 07 de maio de 2020

Banca Examinadora

Prof. Dr. Claudio Felisoni de Angelo

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade – Universidade de São Paulo

Julgamento: Aprovada

Prof. Dr. Luiz Paulo Fávero

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade – Universidade de São Paulo

Julgamento: Aprovada

Prof. Dr. André Taue Saito

Escola Paulista De Política, Economia E Negócios – Universidade Federal de São Paulo

Julgamento: Aprovada

AGRADECIMENTOS

Agradeço aos meus pais, Rosi e Natal, por acreditarem no valor da educação e por me incentivarem a continuar estudando; e à minha irmã, Giovanna, por suas contribuições na finalização deste estudo.

Agradeço ao meu orientador, Prof. Dr. Nuno M. M. D. Fouto, pela confiança.

Agradeço ao Prof. Dr. Luiz Paulo Lopes Fávero pela inspiração e por compartilhar os seus conhecimentos em aulas, livros e artigos científicos.

Agradeço à FIPE pelo compartilhamento de dados da Tabela FIPE.

Agradeço à FEA-USP pela excelência no ensino, e à CAPES, pelo apoio financeiro.

“Why are the data not better? Why does it feel as if the glass is still half-empty? The metaphor of the glass half-empty is also misleading. As we fill it, the glass keeps growing. A major aspect of learning is that the unknown keeps expanding as we learn. This should be looked at positively. It is much better this way—especially for those of us who are engaged in research!”

Zvi Griliches (1994)

RESUMO

DE BRITO, T. F. (2020). **Precificação de atributos com modelos hierárquicos lineares: uma aplicação ao mercado brasileiro de motocicletas populares** (Tese de Doutorado). Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo.

Assumindo que motocicletas são bens heterogêneos, constituídos por múltiplos atributos que fornecem utilidade aos consumidores (LANCASTER, 1966), esta pesquisa buscou revelar os preços implícitos (ROSEN, 1974) dos atributos das motocicletas populares comercializadas no mercado brasileiro entre 2015 e 2018. A partir de dados da Tabela FIPE e de informações disponíveis nos manuais de proprietário disponibilizados pelos fabricantes, foi criada uma base de dados com 61 versões de motocicletas (que correspondem a 23 modelos de motocicletas). As trajetórias individuais dos preços reais destas motocicletas (de janeiro/2015 a dezembro/2018) foram estimadas por modelos hierárquicos lineares com medidas repetidas. O modelo final, que conta com efeitos aleatórios de intercepto e efeitos aleatórios de inclinação, revela as semi-elasticidades de quatro atributos relevantes das motocicletas populares: marca, categoria, sistema de partida e tipo de freio dianteiro.

Palavras-chave: Preços Hedônicos; Motocicletas; Varejo; Brasil.

ABSTRACT

DE BRITO, T. F. (2020). **Attribute pricing using hierarchical linear models: an application to the popular motorcycles market in Brazil** (Tese de Doutorado). Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo.

Assuming that motorcycles are heterogeneous goods, which possess multiple attributes that yield utility to consumers (LANCASTER, 1966), this research sought to reveal the implicit prices (ROSEN, 1974) of popular motorcycles' relevant attributes. Using data from Tabela FIPE and information available in owner's manuals provided by the manufacturers, a database with 61 motorcycle versions (grouped into 23 motorcycle models) was created. The estimation of linear hierarchical models with repeated measures identified individual trajectories for the real prices of these motorcycles (from January/2015 to December/2018). The final model, which incorporates random-intercept effects and random-slope effects, reveals the semi-elasticities of four relevant attributes: brand, category, start system, and type of front brakes.

Keywords: Hedonic Price Method; Motorcycles; Retail; Brazil.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	19
2. MERCADO BRASILEIRO DE MOTOCICLETAS	24
2.1. Produção de motocicletas no Brasil	25
2.2. Importação e exportação de motocicletas	29
3. TEORIA DE PREÇOS HEDÔNICOS	31
4. HIPÓTESES DO ESTUDO	35
5. BASE DE DADOS	40
5.1. Preços das motocicletas	41
5.2. Características das motocicletas	43
5.2.1. Criação de variáveis binárias	44
6. ANÁLISES DESCRITIVAS	47
6.1. Variáveis de nível 2	50
6.1.1. Variáveis binárias de nível 2	52
6.2. Variáveis de nível 3	58
7. ESPECIFICAÇÃO DOS MODELOS	62
7.1. Modelo de tendência linear sem efeitos aleatórios de inclinação	66
7.2. Modelo de tendência linear com efeitos aleatórios de inclinação	68
7.3. Incorporação de variáveis explicativas (nível 2)	70
7.4. Incorporação de variáveis explicativas (nível 3)	75
7.5. Incorporação de interações (<i>MES</i>)	78
7.6. Estimação da estrutura de covariância	84
8. DISCUSSÃO DOS RESULTADOS	87
8.1. Modelo de tendência linear sem efeitos aleatórios de inclinação (<i>M0</i>)	88
8.2. Modelo de tendência linear com efeitos aleatórios de inclinação (<i>M1</i>)	91
8.3. Modelo final (<i>M19</i>)	93
8.3.1. Intercepto	94
8.3.2. Inclinação	97
8.3.3. Proporção da variância explicada	99
9. CONSIDERAÇÕES FINAIS	102
REFERÊNCIAS	105
APÊNDICES	110

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Frota circulante: duas rodas (unidades)	19
Tabela 2 – Vendas no varejo: marca (unidades) – 2015 a 2018	41
Tabela 3 – Vendas no varejo: categoria (unidades) – 2015 a 2018	41
Tabela 4 – Associações entre variáveis binárias (nível 2)	53
Tabela 5 – Associações entre variáveis binárias de nível 2 e de nível 3	61
Tabela 6 – Distribuição da variância (M0 e M1)	92
Tabela 7 – Versões de motocicletas na base de dados, segundo <i>yamaha</i> , <i>i_elet</i> e <i>flex</i>	98
Tabela 8 – Proporção da variância explicada pelo Modelo Final	99
Tabela 9 – Evolução da variância de nível 3	100

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – 25 modelos de motocicletas: marca e categoria	40
Quadro 2 – Variáveis: preços das motocicletas	42
Quadro 3 – Variáveis: características das motocicletas	43
Quadro 4 – Criação de variável binária: marca	44
Quadro 5 – Criação de variáveis binárias: categoria	44
Quadro 6 – Criação de variável binária: transmissão	45
Quadro 7 – Criação de variável binária: refrigeração	45
Quadro 8 – Criação de variável binária: partida	45
Quadro 9 – Criação de variável binária: alimentação	46
Quadro 10 – Criação de variável binária: combustível	46
Quadro 11 – Criação de variáveis binárias: freios	46
Quadro 12 – Níveis das variáveis	49

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Faturamento do setor de duas rodas	20
Gráfico 2 – Frota brasileira de motocicletas (unidades)	24
Gráfico 3 – Produção de motocicletas no Brasil (unidades) – 1975 a 1990	26
Gráfico 4 – Produção de motocicletas no Brasil (unidades) – 1991 a 2018	28
Gráfico 5 – Importações e exportações (unidades) – 2005 a 2018	29
Gráfico 6 – Histograma: <i>lnP</i>	48
Gráfico 7 – Histograma: <i>cilindrada</i> (centrada)	51
Gráfico 8 – Dispersão: <i>lnP</i> e <i>cilindrada</i>	52
Gráfico 9 – Boxplot de <i>lnP</i> : transmissão	53
Gráfico 10 – Boxplot de <i>cilindrada</i> : transmissão	54
Gráfico 11 – Boxplot de <i>lnP</i> : refrigeração	54
Gráfico 12 – Boxplot de <i>cilindrada</i> : refrigeração	54
Gráfico 13 – Boxplot de <i>lnP</i> : partida	55
Gráfico 14 – Boxplot de <i>cilindrada</i> : partida	55
Gráfico 15 – Boxplot de <i>lnP</i> : alimentação	56
Gráfico 16 – Boxplot de <i>cilindrada</i> : alimentação	56
Gráfico 17 – Boxplot de <i>lnP</i> : combustível	56
Gráfico 18 – Boxplot de <i>cilindrada</i> : combustível	57
Gráfico 19 – Boxplot de <i>lnP</i> : freio dianteiro	57
Gráfico 20 – Boxplot de <i>cilindrada</i> : freio dianteiro	57
Gráfico 21 – Boxplot de <i>lnP</i> : freio traseiro	58
Gráfico 22 – Boxplot de <i>cilindrada</i> : freio traseiro	58
Gráfico 23 – Boxplot de <i>lnP</i> : marca	59
Gráfico 24 – Boxplot de <i>cilindrada</i> : marca	60
Gráfico 25 – Boxplot de <i>lnP</i> : categoria	60
Gráfico 26 – Boxplot de <i>cilindrada</i> : categoria	60
Gráfico 27 – Evolução temporal de <i>lnP</i> (61 versões de motocicletas)	65
Gráfico 28 – Evolução temporal de <i>lnP</i> (23 modelos de motocicletas)	65
Gráfico 29 – Valores estimados (BLUPs) de r_{0ij} e u_{00j} (M0)	89
Gráfico 30 – Representação gráfica de M0	90
Gráfico 31 – Valores estimados de r_{1ij} e u_{10j} (M1)	92
Gráfico 32 – Representação gráfica de M1	93
Gráfico 33 – Efeito aleatório de intercepto de nível 3 (M0 e Modelo Final)	100
Gráfico 34 – Ajuste do modelo final	101

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Hierarquia no mercado de motocicletas	21
Figura 2 – Estrutura hierárquica da base de dados	22
Figura 3 – Yamaha RD 50 (1974)	25
Figura 4 – Honda CG 125 (1976)	26
Figura 5 – Posições do pistão no interior do cilindro	37
Figura 6 – Fluxos de massa e energia em um motor de combustão interna	38
Figura 7 – Base de dados: 3 níveis hierárquicos	47
Figura 8 – Decomposição da variância: <i>MES</i>	47
Figura 9 – Decomposição da variância: <i>lnP</i>	48
Figura 10 – Decomposição da variância: <i>VER</i> e <i>MOD</i>	49
Figura 11 – Decomposição da variância: variáveis de nível 2	50
Figura 12 – Decomposição da variância: <i>cilindrada</i> (centrada)	51
Figura 13 – Correlação: <i>lnP</i> e <i>cilindrada</i>	51
Figura 14 – Decomposição da variância: variáveis de nível 3	59
Figura 15 – Estrutura hierárquica das variáveis	62
Figura 16 – Estimação de <i>M0</i> (REML)	67
Figura 17 – Estimação de <i>M1</i> (REML)	69
Figura 18 – Teste de razão de verossimilhança (<i>M0</i> e <i>M1</i>)	70
Figura 19 – Estimação de <i>M2</i> (REML)	72
Figura 20 – Estimação de <i>M7</i> (REML)	74
Figura 21 – Teste de razão de verossimilhança (<i>M1</i> e <i>M7</i>)	75
Figura 22 – Estimação de <i>M8</i> (REML)	77
Figura 23 – Teste de razão de verossimilhança (<i>M7</i> e <i>M8</i>)	77
Figura 24 – Estimação de <i>M9</i> (REML)	80
Figura 25 – Estimação de <i>M18</i> (REML)	83
Figura 26 – Teste de razão de verossimilhança (<i>M8</i> e <i>M18</i>)	84
Figura 27 – Estimação de <i>M19</i> (REML)	85
Figura 28 – Teste de razão de verossimilhança (<i>M18</i> e <i>M19</i>)	86
Figura 29 – Estimação de <i>M0</i> (REML)	88
Figura 30 – Estimação de <i>M1</i> (REML)	91
Figura 31 – Variáveis do submodelo de nível 2	95
Figura 32 – Variáveis do submodelo de nível 3	96
Figura 33 – Coeficiente de <i>trail</i> (<i>M20</i>)	97
Figura 34 – Variável <i>MES</i> e interações	98

1. INTRODUÇÃO

Em 2019, havia cerca de 28,179 milhões de motocicletas em circulação no Brasil (ABRACICLO, 2020). Em apenas 10 anos, a frota nacional de duas rodas cresceu 91,8% – sendo que, no mesmo período, a frota da Região Norte¹ cresceu 150,7% e a frota da Região Nordeste cresceu 142,5%. Em dezenas de municípios destas regiões, já há mais motocicletas do que automóveis (ABRACICLO, 2018, p. 67).

Tabela 1 – Frota circulante: duas rodas (unidades)

Região	1999	2009	2019
Norte	166.221	1.106.446	2.683.161
Nordeste	533.610	3.209.389	8.045.122
Sudeste	1.633.554	6.174.703	10.591.970
Sul	725.050	2.664.896	4.016.174
Centro-Oeste	316.434	1.539.813	2.842.656
Brasil	3.374.869	14.695.247	28.179.083

Fonte: elaborado pela autora com dados extraídos de ABRACICLO (2020).

Os custos de aquisição (financiamento, documentação, licenciamento e impostos) e de manutenção de uma motocicleta popular são significativamente inferiores aos custos de aquisição e manutenção de um automóvel popular (ABRACICLO, 2018, p. 68). Além disso, a eficiência no consumo de combustível, a comodidade e a agilidade proporcionadas pelas motocicletas justificam a crescente adoção deste modal pelos brasileiros.

Essencial para a mobilidade urbana, a motocicleta serve como instrumento de trabalho de milhares de motofretistas (transporte de mercadorias) e mototaxistas (transporte de passageiros) – atividades regulamentadas² pela Lei nº. 12.009 (BRASIL, 2009) –, bem como de milhares de servidores de órgãos públicos que utilizam as motocicletas em suas atividades diárias, como os Correios, a Polícia Militar, o Corpo de Bombeiros e o Serviço de Atendimento Móvel de Emergência – SAMU (ABRACICLO, 2015).

A indústria de motocicletas no Brasil tem papel expressivo no cenário econômico do país. Em 2018, as 15 empresas do Polo de Duas Rodas, na Zona Franca de Manaus, faturaram cerca de R\$ 13 bilhões, investiram cerca de R\$ 5,2 bilhões e adquiriram 59,4% de seus insumos

¹ Cf. APÊNDICE A – FROTA DE DUAS RODAS POR ESTADO (2009-2019).

² O Código Brasileiro de Trânsito, de 1997, já legislava sobre “as motocicletas e as motonetas destinadas ao transporte remunerado de mercadorias – moto-frete” (BRASIL, 1997, Art. 139).

(cerca de R\$ 4,55 bilhões) de fornecedores nacionais de peças e suprlmentos (ABRACICLO, 2019, p. 84-85). As vendas de motocicletas no Brasil, em 2018, totalizaram 940.362 unidades (FENABRAVE, 2018).

Gráfico 1 – Faturamento do setor de duas rodas

Fonte: elaborado pela autora com dados extraídos de ABRACICLO (2011, 2019).

Há significativa concentração no mercado brasileiro de motocicletas. Em 2019, foram comercializadas 1.077.553 motocicletas novas de pelo menos 21 marcas, segundo o relatório de emplacamentos de motocicletas publicado pela Federação Nacional da Distribuição de Veículos Automotores (FENABRAVE, 2019): Atman, Avelloz, BMW, Bull, Dafra, Ducati, Haojue, Harley Davidson, Honda, Kasinski, Kawasaki, KTM, Kymco, Royal Enfield, Shineray, Sousa, Suzuki, Traxx, Triumph, Wuyang e Yamaha. As vendas da Honda e da Yamaha correspondem a 79,18% e a 14,03% das unidades de motocicletas comercializadas no período, respectivamente. Logo, a participação de mercado combinada das outras 19 marcas, em 2019, corresponde a apenas 6,79%.

A aquisição de uma motocicleta é uma decisão complexa, que demanda alto nível de envolvimento do consumidor. O substancial risco financeiro incentiva a consulta a diversas fontes, a fim de obter o máximo possível de informações sobre os modelos de motocicletas e as características das diferentes versões de motocicletas disponíveis, minimizando a incerteza sobre a qualidade do produto e maximizando a utilidade do consumidor.

Figura 1 – Hierarquia no mercado de motocicletas

Fonte: elaborado pela autora.

Assim, assume-se que motocicletas são bens heterogêneos, compostos por diversos atributos intrínsecos, e que tais atributos fornecem utilidade aos seus consumidores (LANCASTER, 1966). Com o objetivo de maximização dos lucros, as marcas de motocicletas diferenciam as suas ofertas, criando diversas combinações destes atributos – portanto, a correta precificação das diferentes versões de motocicletas ofertadas torna-se uma decisão crítica.

Segundo o primeiro estágio do procedimento de Rosen (1974), os preços implícitos dos atributos podem ser estimados por um modelo de regressão, que explica os preços observados de uma amostra de produtos a partir de um vetor que contém medidas objetivas de seus atributos. A derivada parcial do coeficiente de uma variável explicativa que representa determinado atributo corresponde ao seu preço implícito.

O objetivo geral deste estudo é examinar a formação dos preços no varejo de motocicletas populares comercializadas no mercado brasileiro entre 2015 e 2018. São objetivos específicos desta pesquisa:

- a) identificar os atributos relevantes, capazes de explicar a variabilidade nos preços; e,
- b) determinar empiricamente os preços implícitos destes atributos.

Para alcançar os objetivos propostos, foi criada uma base de dados com 23 modelos de motocicletas populares (61 versões de motocicletas), comercializados ao longo de 48 meses (janeiro/2015 a dezembro/2018). No Stata 13.1, foram estimados modelos hierárquicos lineares (MHL) com medidas repetidas, em 3 níveis: medidas repetidas (t), versões de motocicletas (i) e modelos de motocicletas (j).

Figura 2 – Estrutura hierárquica da base de dados

Fonte: elaborado pela autora.

Dados com natureza hierárquica possuem padrões complexos de variância, pois cada nível é uma fonte de variância não-explicada (SNIJDERS; BOSKER, 1999). O modelo clássico de regressão linear múltipla não é adequado para a análise destes dados, porque a violação da premissa de independência das observações produz resultados estatisticamente “significantes”, porém espúrios, dada a estimação de erros-padrão inválidos (HOX; MOERBEEK; van de SCHOOT, 2017, p. 4; RABE-HESKETH; SKRONDAL, 2012, p. 167-168). O MHL é o principal modelo estatístico de análise multinível (SNIJDERS; BOSKER, 1999), uma metodologia adequada ao estudo de dados que apresentam estruturas hierárquicas (unidades agrupadas em diferentes níveis³).

Essencialmente, o MHL é uma extensão do modelo de regressão linear múltipla. Nele, cada nível da estrutura hierárquica dos dados é descrito por um submodelo próprio – uma equação específica, que combina efeitos fixos e efeitos aleatórios, para representar, simultaneamente, as relações entre as variáveis do próprio nível e a influência destas variáveis sobre relações estabelecidas em outros níveis, utilizando de maneira eficiente toda a informação disponível na base de dados (RAUDENBUSH; BRYK, 2002; HOX; MOERBEEK; van de SCHOOT, 2017).

Este estudo amplia a literatura científica sobre preços hedônicos ao utilizar MHL com medidas repetidas para a estimação dos preços implícitos dos atributos de motocicletas⁴.

³ Nas estruturas hierárquicas, as unidades de nível 1 são agrupadas em unidades de nível 2, as quais podem ser agrupadas em unidades de nível 3, e assim por diante.

⁴ A aplicação do método de preços hedônicos ao mercado de motocicletas é inédita (consultas às bases Web of Science Core Collection e Scopus, realizadas em 31 de julho de 2020), não constavam artigos publicados sobre precificação de motocicletas com a utilização de métodos hedônicos.

Os resultados desta pesquisa podem contribuir para a construção de estratégias mercadológicas que promovam o aumento da competitividade do setor de duas rodas no Brasil. Os preços implícitos dos atributos de motocicletas novas (0km) podem fundamentar decisões relacionadas à precificação e à promoção de motocicletas do portfólio; ao desenvolvimento de novos produtos (novos modelos de motocicletas e novas versões de motocicletas); e, até mesmo, à entrada de novas marcas no mercado brasileiro de motocicletas populares.

Ademais, as evidências empíricas podem orientar decisões estratégicas em indústrias correlatas (de matérias-primas, de peças e componentes, de acessórios para motocicletas e de equipamentos para motociclistas) e no mercado de seguros.

Este trabalho está organizado em 9 capítulos. Os capítulos 2 e 3 norteiam o desenvolvimento desta pesquisa, provendo embasamento teórico para a pesquisa. O capítulo 2 descreve a evolução do mercado brasileiro de motocicletas, com foco na consolidação da indústria nacional de duas rodas. No capítulo 3, há uma breve exposição das principais contribuições para o desenvolvimento da teoria de preços hedônicos.

Os capítulos 4, 5 e 6 tratam da operacionalização dos objetivos do estudo: as 16 hipóteses de pesquisa são definidas no capítulo 4; a construção da base de dados do estudo é detalhada ao longo do capítulo 5; e, no capítulo 6, são apresentadas análises descritivas das variáveis da base de dados.

No capítulo 7, os modelos de regressão multinível são especificados e estimados, seguindo uma estratégia *bottom-up* (HOX; MOERBEEK; VAN DE SCHOOT, 2017, p. 43). Os resultados destes modelos são discutidos no capítulo 8.

O capítulo 9 apresenta as conclusões e as limitações deste estudo, além de sugestões para pesquisas futuras.

2. MERCADO BRASILEIRO DE MOTOCICLETAS

Nos últimos 50 anos, a motocicleta no Brasil foi de ícone de lazer de jovens com alto poder aquisitivo à alternativa popular ao transporte público (PEREIRA, 2013, p. 22). Ela é amplamente adotada tanto nos centros urbanos quanto na zona rural, servindo, inclusive, como instrumento de trabalho de milhares brasileiros que atuam como motoboys (transporte de mercadorias) e mototaxistas (transporte de pessoas)⁵.

A frota nacional de motocicletas⁶ superou a marca de 10 milhões de unidades em circulação em 2007 e a marca de 20 milhões de unidades apenas 5 anos depois, em 2012 (ABRACICLO, 2016, p. 133). Desde 2010, os veículos de duas rodas representam mais de um quarto da frota nacional circulante total, que abrange motocicletas, automóveis, comerciais leves, ônibus e caminhões.

Gráfico 2 – Frota brasileira de motocicletas (unidades)

Fonte: elaborado pela autora com dados extraídos de ABRACICLO (2011, 2013, 2019, 2020).

A princípio, a difusão das motocicletas no Brasil foi impulsionada, nas décadas de 70 e 80, pelo contexto econômico internacional, marcado pelos aumentos constantes nos preços dos derivados de petróleo (decorrentes de crises internacionais de abastecimento). Gradualmente, o mercado brasileiro passou a perceber as motocicletas como opção mais ágil do que o transporte público e mais econômica do que os automóveis (considerando o custo de

⁵ Atividades profissionais regulamentadas pela Lei nº. 12.009, de 2009.

⁶ Cf. APÊNDICE B – FROTA BRASILEIRA DE DUAS RODAS.

aquisição, os custos de manutenção e a eficiência energética). Além disso, as vendas por meio de financiamentos e consórcios facilitaram significativamente a adoção das motocicletas pelas classes C e D (PEREIRA, 2013).

2.1. Produção de motocicletas no Brasil

No início da década de 70, escritórios de representação das principais marcas de motocicletas japonesas (Honda, Yamaha, Suzuki e Kawasaki) instalaram-se na cidade de São Paulo, atuando como importadores – os veículos motorizados de duas rodas em circulação no Brasil eram, majoritariamente⁷, importados do Japão, da Europa e dos Estados Unidos. Nos anos seguintes, incentivadas pela política nacional de industrialização por substituição de importações, a Yamaha e a Honda decidiram estabelecer parques industriais no país (DUAS RODAS, 2014), dando início à produção de motocicletas no Brasil.

Figura 3 – Yamaha RD 50 (1974)

Fonte: Assumpção (2014).

Assim, em 1974, a Yamaha Motor do Brasil iniciou as operações da sua fábrica em Guarulhos (SP), visando atender os mercados paulista e carioca, e lançou a primeira motocicleta produzida no Brasil: a Yamaha RD 50, com motor 2 tempos de 50 cilindradas. Apenas dois anos depois, em 1976, a Honda Motor do Brasil inaugurou a primeira fábrica do setor de duas rodas em Manaus (AM) e iniciou a produção da Honda CG 125, com motor 4 tempos de 125 cilindradas.

⁷ Haviam “montadores artesanais” (fábricas locais de pequeno porte) de motocicletas e ciclomotores, como a Lambretta do Brasil S.A., instalada em São Paulo (SP) em 1955, e a Panauto S.A., que montou a motoneta Vespa em Santa Cruz (RJ) entre 1960 e 1966, entre outras (PEREIRA, 2013).

Figura 4 – Honda CG 125 (1976)

Fonte: Marazzi (2018).

Ainda em 1976, as importações de veículos automotores foram proibidas pelo governo brasileiro. No ano seguinte, uma portaria publicada pelo Ministério da Indústria e Comércio impediu a implantação de novas fábricas do setor no país. Assim, a entrada de empresas de capital estrangeiro no mercado brasileiro só seria possível pela aquisição de fábricas já implantadas no Brasil ou por meio de acordos de transferência tecnológica⁸. Na prática, tais medidas permitiram que as japonesas Honda e Yamaha dividissem entre si praticamente todo o mercado brasileiro de motocicletas ao longo do período 1976-1990 (PEREIRA, 2013).

Gráfico 3 – Produção de motocicletas no Brasil (unidades) – 1975 a 1990⁹

Fonte: elaborado pela autora com dados de ABRACICLO (2019).

⁸ Caso da MZ Simson do Brasil (parceria com a alemã MZ Simson), da Motovespa da Amazônia (parceria com a italiana Piaggio) e da Agrale (parceria com a italiana Cagiva).

⁹ Cf. APÊNDICE C – PRODUÇÃO DE MOTOCICLETAS (BRASIL).

A implantação do parque industrial da Honda em Manaus (AM) ambicionava usufruir¹⁰, no longo prazo, dos incentivos fiscais e extrafiscais¹¹ oferecidos pelo governo às empresas (nacionais ou estrangeiras) que desejassem instalar-se na Zona Franca de Manaus (ZFM)¹². Em contrapartida, o governo brasileiro exigia o cumprimento de índices mínimos de nacionalização¹³ para as motocicletas fabricadas na ZFM nas décadas de 70 e 80.

Art 1º A Zona Franca de Manaus é uma área de livre comércio de importação e exportação e de incentivos fiscais especiais, estabelecida com a finalidade de criar no interior da Amazônia um centro industrial, comercial e agropecuário dotado de condições econômicas que permitam seu desenvolvimento, em face dos fatores locais e da grande distância, a que se encontram, os centros consumidores de seus produtos (BRASIL, 1967).

Em 1991, com a abertura da economia brasileira aos mercados internacionais, as restrições à importação de veículos motorizados de duas rodas foram revogadas. No ano seguinte, a produção de motocicletas na ZFM passou a seguir uma nova política industrial – o Processo Produtivo Básico (PPB), que eliminou o índice de nacionalização e instituiu “o conjunto mínimo de operações, no estabelecimento fabril, que caracteriza a efetiva industrialização de determinado produto” (BRASIL, 1991), com o objetivo de atingir o máximo de valor agregado nacional.

Nos anos seguintes, a Agrale tornou-se importadora de diversas marcas (Cagiva, Husqvarna, Ducati e MV) e firmou novos acordos de transferência tecnológica (com as taiwanesas Hartford e SMC); a Honda completou a sua linha de produtos, importando motocicletas de alta cilindrada; e, a Yamaha iniciou a produção de novos modelos de motocicletas de baixa cilindrada com motores quatro tempos, a fim de concorrer no segmento mais lucrativo do mercado brasileiro, liderado pela Honda CG 125 (PEREIRA, 2013).

Diversas outras marcas instalaram-se na ZFM, em parceria com fábricas instaladas ou com implantação de novos parques industriais: Suzuki (1993), Brandy (1993), Hyosung (1996), Aprilia (1997), Sundown (1997), Harley-Davidson (1999), Daelim (2000), Traxx (2007), Buell (2008), Dafra (2008), BMW (2009), Kawasaki (2009), Kasinski (2010), Ducati (2012),

¹⁰ Em 1985, a Yamaha inaugurou sua segunda fábrica de motocicletas no Brasil, em Manaus (AM).

¹¹ Os incentivos fiscais da ZFM incluem reduções, isenções ou restituições de diversos tributos federais, estaduais e municipais. Os incentivos extrafiscais incluem “terreno a preço simbólico, com infraestrutura de captação e tratamento de água; sistema viário urbanizado; rede de abastecimento de água; rede de telecomunicações; rede de esgoto sanitário e drenagem pluvial” (OLIVEIRA, 2011, p.41).

¹² O Decreto-Lei nº. 288/1967, que criou a ZFM, estabelecia uma vigência de 30 anos para suas isenções e seus incentivos fiscais. No entanto, por meio de legislação específica, os incentivos da ZFM já foram prorrogados quatro vezes. Em 2014, a Emenda Constitucional nº. 83 determinou a prorrogação dos benefícios fiscais oferecidos pela ZFM até 2073.

¹³ A taxa de nacionalização exigida para os componentes das motocicletas fabricadas na ZFM em 1982 era de 90% (PEREIRA, 2013, p. 119).

Triumph (2012), Bramont (2013), Benelli (2014), Indian (2015), Haojue (2017), Kymco (2017). Assim, a ZFM concentra quase¹⁴ toda a produção de motocicletas no Brasil, constituindo o “Polo Duas Rodas”, com 15 empresas do setor e faturamento de 13 bilhões de reais em 2018 (ABRACICLO, 2019).

Gráfico 4 – Produção de motocicletas no Brasil (unidades) – 1991 a 2018

Fonte: elaborado pela autora com dados extraídos de ABRACICLO (2019).

A indústria brasileira de motocicletas esteve em franca expansão desde meados dos anos 90, dada a estabilidade econômica alcançada pela implantação do Plano Real e a crescente oferta de crédito¹⁵, até o ano de 2008, quando ultrapassou a marca de 2,1 milhões de unidades produzidas, pela primeira vez. Em 2009, no entanto, o total de unidades produzidas foi 28,1% menor e houve redução de 16,4% nas vendas no varejo (em unidades), reflexo da instabilidade decorrente da crise econômica mundial, provocada pela bolha imobiliária americana e pela quebra do banco de investimentos Lehman Brothers (ABRACICLO, 2016).

Em 2010, o mercado brasileiro de motocicletas voltou a crescer e, em 2011, ultrapassou novamente as 2,1 milhões de unidades produzidas. Porém, o significativo aumento da inadimplência entre 2011 e 2012 e as subsequentes medidas de restrição ao crédito, que afetaram principalmente os consumidores das classes C e D, impactaram expressivamente a produção e as vendas de motocicletas em 2012 (ABRACICLO, 2016). Iniciou-se, assim, um processo de retração deste mercado que, agravado pela desaceleração da economia brasileira, perdurou até 2016¹⁶.

¹⁴ Em 2015, a Shineray inaugurou sua fábrica no Complexo Industrial de Suape (PE), fora da ZFM.

¹⁵ Ademais, em 1995, com o objetivo de proteger a indústria nacional, o governo aumentou a alíquota de importação (de 20% para 70%) para motocicletas completamente montadas (PEREIRA, 2013).

¹⁶ Entre 2012 e 2016, o volume de motocicletas produzidas no Brasil encolheu 47,48%.

O ano de 2017 apresentou resultados similares a 2016, em termos de volume de produção e de vendas no varejo. Em 2018, a indústria brasileira de motocicletas começou a reagir, produzindo mais de 1 milhão de unidades (ABRACICLO, 2019). Comparados aos números de 2017, o volume de produção cresceu 17,4% e o total de motocicletas vendidas no varejo cresceu 10,5%. Segundo o atual presidente da ABRACICLO, Marcos Fermanian, o resultado de 2018 é “reflexo do início da recuperação da economia brasileira, [da] retomada da confiança do consumidor, [da] maior oferta de crédito e dos vários lançamentos de produtos” (ABRACICLO, 2019, p. 71).

2.2. Importação e exportação de motocicletas

A importação de motocicletas pouco contribuiu para o crescimento da frota nacional de duas rodas. Entre 2005 e 2018, foram importadas cerca de 1,5 milhões de motocicletas¹⁷ – sendo que, no período, as vendas domésticas no varejo totalizaram 19,7 milhões de unidades. O principal país de origem das motocicletas importadas pelo Brasil é a China (ABRACICLO, 2011, 2013, 2019).

O volume das exportações¹⁸ de motocicletas produzidas no Brasil também é modesto. Entre 2005 e 2018, foram exportadas 1,4 milhões de motocicletas (das 20,96 milhões de unidades produzidas), sendo que o principal destino destes veículos é a Argentina (ABRACICLO, 2011, 2013, 2019).

Gráfico 5 – Importações e exportações (unidades) – 2005 a 2018

Fonte: elaborado pela autora com dados extraídos de ABRACICLO (2011, 2013, 2019).

¹⁷ Cf. APÊNDICE D – IMPORTAÇÃO DE MOTOCICLETAS.

¹⁸ Cf. APÊNDICE E – EXPORTAÇÃO DE MOTOCICLETAS.

Comparado ao volume de exportações das motocicletas produzidas em diversos países asiáticos, o volume de exportações das motocicletas produzidas no Brasil é ínfimo. Entre 2013 e 2018, a China exportou 44,9 milhões de motocicletas; a Índia, 16,1 milhões; o Japão, 2,6 milhões; e, Taiwan exportou 2,1 milhões de motocicletas (ABRACICLO, 2019, p. 115). No mesmo período (2013 a 2018), as exportações de motocicletas produzidas no Brasil totalizaram 471,8 mil unidades.

3. TEORIA DE PREÇOS HEDÔNICOS

O estudo de Court (1939), que analisa a precificação de automóveis no mercado americano no período 1920-1939, é reconhecido por diversos autores¹⁹ como pioneiro no desenvolvimento de análises de preços hedônicos. Nele, o autor busca propor um novo procedimento para construção de índices de preços adequados aos produtos industrializados.

Índices de preços de commodities baseavam-se, majoritariamente, em preços de matérias-primas padronizadas ou de produtos semi-fabricados, cujas especificações permaneciam inalteradas por longos períodos. [...] Recentemente, no entanto, produtos fabricados a partir de centenas de componentes, projetados para funções complexas e sujeitos a rápidas melhorias de projeto e produção, têm papel crescente [na economia]. A construção de índices de preços para estes produtos [...] suscita dificuldades particulares (COURT, 1939, p. 99, tradução nossa).

Na época, os índices de preços de automóveis partiam de comparações longitudinais de preços de veículos identificados apenas por marca e nome do modelo. Estes índices ignoravam as diversas inovações incorporadas pela indústria automobilística ao longo do tempo, que resultavam em mudanças de tamanho, de capacidade, de performance (potência do motor, velocidade máxima, aceleração e frenagem) e no acréscimo de equipamentos (como para-choques, estepes, amortecedores, para-brisas, indicadores de velocidade, de temperatura e de nível do combustível, entre outros). Segundo Court (1939), a construção de índices de preços apropriados para automóveis (e outros produtos industrializados) deveria enfatizar, portanto, a identificação de especificações (características físicas) do produto relevantes em termos de utilidade e desejo dos consumidores²⁰, permitindo, assim, comparações de preços válidas.

Para a identificação das características relevantes, o autor propôs a estimação de uma equação de regressão múltipla, que tem como variável dependente o preço (em forma logarítmica) e variáveis independentes que representam as diversas especificações observáveis do produto e a dimensão temporal (variáveis binárias que representam os diversos períodos de observação do banco de dados). Simplificando a sua notação, um modelo que considera três períodos (t_0 , t_1 e t_2) e assume como características relevantes o peso (w), a distância entre eixos (f) e a potência (h) de um automóvel seria:

¹⁹ No entanto, há autores que apontam Waugh (1928) como o estudo pioneiro na análise de preços hedônicos. Por meio de correlações, o pesquisador apontou a influência de características físicas sobre as variações dos preços de aspargos, tomates e pepinos negociados no mercado de Boston.

²⁰ “Portanto, comparações de preços hedônicos são aquelas que reconhecem a contribuição potencial de um produto [...] ao bem-estar e à felicidade de seus consumidores e da comunidade” (COURT, 1939, p. 107, tradução nossa).

$$\text{Log } p = k + b_w \cdot w + b_f \cdot f + b_h \cdot h + b_1 \cdot t_1 + b_2 \cdot t_2 \quad (3.1)$$

A significância estatística e os coeficientes das variáveis independentes incluídas na equação de regressão revelariam a importância relativa de cada especificação para a formação do preço do automóvel. Seria possível, então, verificar apropriadamente as variações dos preços ao longo do tempo, controlando os efeitos de mudanças nas especificações (COURT, 1939).

As análises de preços hedônicos praticamente desapareceram das publicações econométricas nas décadas de 40 e 50. Entre as possíveis razões para este desaparecimento, estão as adversidades impostas pela tecnologia disponível na época para as atividades de coleta, codificação e análise estatística dos dados (GOODMAN, 1998). Tal cenário favoreceu o desenvolvimento de pesquisas macroeconômicas, essencialmente concentradas na exploração de dados agregados.

Na década de 60, as análises de preços hedônicos se popularizaram com a publicação de Griliches (1961), que retomou a discussão metodológica sobre índices de preços ajustados às mudanças das qualidades²¹ dos produtos. Assim como Andrew Court, Zvi Griliches utilizou uma equação de regressão múltipla com a forma semi-logarítmica²² para explorar possíveis relações entre os preços de automóveis novos no mercado americano e suas características. Assim, estabeleceu-se o método de variáveis binárias (*dummy variable method*) para a estimação de índices de preços hedônicos, que predominou entre as pesquisas sobre preços hedônicos desenvolvidas nos anos 60 e 70 (TRIPLETT, 2006, p. 92).

$$\text{Log } p_{it} = a_0 + a_1 \cdot x_{1it} + a_2 \cdot x_{2it} + a_3 \cdot x_{3it} + \dots + a_d \cdot D + u_{it} \quad (3.2)$$

Na equação 2.2, a variância do logaritmo do preço do produto i , em determinado período de observação t , é explicada por um conjunto de qualidades X , um conjunto de variáveis binárias D (que representam cada *cross-section* no banco de dados) e um termo de erro u . Segundo Griliches (1961), os coeficientes das variáveis independentes estatisticamente significantes, que representam o conjunto das qualidades relevantes, correspondem aos preços

²¹ Griliches (1961) refere-se às mudanças de especificações de produto ao longo do tempo como “mudanças de qualidades”.

²² A adoção da forma semi-logarítmica implica que o coeficiente de regressão da variável independente que representa a qualidade X_j (ou, o preço implícito da qualidade X_j) deve ser interpretado como uma estimativa da variação percentual no preço do produto, decorrente de uma unidade adicional (no caso de variáveis métricas) ou da presença (no caso de variáveis binárias) da qualidade X_j no produto i , mantendo constantes as demais qualidades do produto e as variáveis binárias de tempo incluídas no modelo.

implícitos destas qualidades. A partir dos preços implícitos estimados, seria possível calcular “qual seria o preço de uma nova combinação de especificações (ou qualidades) de determinado produto [...] em um período no qual esta combinação não estava disponível [no mercado], interpolando ou extrapolando as aparentes relações de preços destas especificações” (GRILICHES, 1961, p. 173-174, tradução nossa).

Tanto Court (1939) quanto Griliches (1961) concentraram-se em questões empíricas de análise de preços hedônicos, demonstrando aplicações práticas. O mérito pelo desenvolvimento da plataforma teórica para o método de preços hedônicos é conferido a Lancaster (1966) e a Rosen (1974).

Em 1966, Kevin Lancaster propôs uma nova abordagem²³ para a teoria de comportamento do consumidor, com profundas implicações para as pesquisas sobre preços hedônicos. A essência da abordagem proposta pelo autor resume-se em três pressupostos básicos:

1. O produto em si não proporciona utilidade ao consumidor; ele possui características, e essas características proveem utilidade;
2. Em geral um produto possuirá mais de uma característica, e muitas características serão compartilhadas por mais de um produto;
3. Combinações de produtos podem possuir características diferentes das características dos produtos individuais (LANCASTER, 1966, p.134, tradução nossa).

Segundo o autor, um produto consiste de um conjunto de características (propriedades intrínsecas), que efetivamente fornecem utilidade ao consumidor. Assim, em uma atividade de consumo, os *inputs* são os produtos (individuais ou combinados) e os *outputs* são as múltiplas características destes produtos, as quais geram utilidade.

Desta forma, Lancaster (1966) propõe que a função utilidade do consumidor é baseada nas características dos produtos. Assim, visando à maximização de sua utilidade, o consumidor avalia e ordena os conjuntos de características que compõem os produtos disponíveis segundo suas preferências pessoais, observando suas restrições orçamentárias. Portanto, a preferência por produtos é determinada indiretamente, através das características que estes possuem.

Com o objetivo de esclarecer²⁴ a interpretação dos preços implícitos revelados pelo método de preços hedônicos (o significado dos coeficientes das variáveis independentes que

²³ A abordagem tradicional ignora os atributos intrínsecos (características) que compõem os produtos. Segundo ela, os produtos são tidos como unidades indivisíveis que fornecem diretamente utilidade aos consumidores, e relações de substituição e complementaridade são consideradas propriedades intrínsecas dos conjuntos de produtos.

²⁴ “Antes de Rosen (1974), teóricos acreditavam que as funções hedônicas eram alguma forma de função de demanda, proveniente da função de utilidade” (TRIPLETT, 2007, p.581, tradução nossa).

representam as características de um produto heterogêneo), Rosen (1974) propôs um modelo que relaciona as funções de preços hedônicos e as funções de produção e de utilidade das características. O procedimento, desenvolvido em dois estágios, possibilita a estimação de equações de oferta e de demanda das características relevantes do produto.

O primeiro estágio segue o método tradicional de preços hedônicos, que consiste em regredir o preço observado do produto, $p(z)$, por um vetor de características objetivamente mensuradas (z). Em seguida, a partir da função estimada, $\hat{p}(z)$, são calculados os preços implícitos marginais de cada característica do produto, para cada comprador e cada vendedor:

$$\frac{\partial p(z)}{\partial z_i} = \hat{p}_i(z) \quad (3.3)$$

No segundo estágio, os preços implícitos marginais estimados, $\hat{p}_i(z)$, são utilizados como variáveis dependentes para a estimação das equações simultâneas de demanda (2.4) e de oferta (2.5) para cada atributo do produto. Além do vetor endógeno de características do produto (z), as variáveis independentes incluem um vetor de variáveis exógenas que afetam a demanda (Y_1) e um vetor de variáveis exógenas que afetam a oferta (Y_2)²⁵. No modelo, que ignora termos aleatórios, F^i representa o preço marginal de demanda da característica z_i e G^i representa o preço marginal de oferta da característica z_i .

$$p_i(z) = F^i(z_1, \dots, z_n, Y_1) \quad (\text{demanda}) \quad (3.4)$$

$$p_i(z) = G^i(z_1, \dots, z_n, Y_2) \quad (\text{oferta}) \quad (3.5)$$

Assim, o procedimento proposto por Rosen (1974) busca identificar empiricamente os parâmetros estruturais da oferta e da demanda das características de um produto heterogêneo, a partir de sua função de preços hedônicos.

A contribuição fundamental de Rosen (1974) foi o reconhecimento de que funções hedônicas não representam a demanda pelas características de um produto heterogêneo; tampouco representam a oferta destas características. Na realidade, uma função hedônica estimada é um “envelope” que contém os conjuntos das funções de oferta e das funções de demanda das características do produto (TRIPLETT, 2006).

²⁵ As variáveis endógenas que afetam a demanda (Y_1) podem incluir, por exemplo, a renda, a idade e a educação dos compradores do produto. As variáveis endógenas que afetam a oferta (Y_2) podem incluir, por exemplo, diferenças tecnológicas nos fatores de produção.

4. HIPÓTESES DO ESTUDO

É razoável esperar que as medidas repetidas (nível 1) de diferentes versões de motocicletas (nível 2) dentro de um mesmo modelo de motocicleta (nível 3) sejam correlacionadas e que as medidas repetidas de uma mesma versão de motocicleta sejam ainda mais correlacionadas. Assim, dadas estas dependências, espera-se que a estimação de modelos hierárquicos lineares seja adequada para a análise da base de dados do estudo:

Hipótese 1: Há variabilidade significativa no preço ao longo do tempo;

Hipótese 2: Há variabilidade significativa no preço, ao longo do tempo, entre as diferentes versões de motocicletas de um mesmo modelo de motocicleta;

Hipótese 3: Há variabilidade significativa no preço, ao longo do tempo, entre modelos de motocicletas diferentes;

Hipótese 4: O preço segue uma tendência linear ao longo do tempo;

Hipótese 5: Há variabilidade significativa na tendência linear do preço entre as diferentes versões de motocicletas de um mesmo modelo de motocicleta;

Hipótese 6: Há variabilidade significativa na tendência linear do preço entre modelos de motocicletas diferentes.

As demais hipóteses de pesquisa estão relacionadas aos preços implícitos das características das motocicletas, os quais serão estimados pelo primeiro estágio do procedimento desenvolvido por Rosen (1974).

As hipóteses 7 e 8 exploram os preços implícitos dos atributos marca e categoria das motocicletas na base de dados.

Hipótese 7: Há diferenças de preço entre modelos de motocicletas de marcas diferentes;

Hipótese 8: Há diferenças de preço entre modelos de motocicletas de categorias diferentes.

As hipóteses 9 a 16 investigam os preços implícitos de características físicas (componentes, sistemas mecânicos e sistemas eletroeletrônicos) comumente observadas por consumidores de motocicletas populares novas (0km).

O sistema de partida da motocicleta produz os primeiros giros do motor, para que este entre em funcionamento. O sistema de partida a pedal demanda esforço físico do condutor (o pedal é acionado fazendo força para baixo, em um processo totalmente mecânico). Motocicletas com partida elétrica, por outro lado, possuem um interruptor de partida no guidão, que aciona o motor de partida. O sistema de partida elétrica é mais conveniente e confiável, porém tem

custo superior, pois requer componentes específicos: bateria, chicotes e cabos, interruptor de ignição, interruptor de partida, relé de partida e motor de partida (ABREU, 2015).

Hipótese 9: O preço implícito do sistema de partida elétrica é superior ao preço implícito do sistema de partida a pedal.

Uma motocicleta é movida por um motor de combustão interna – uma máquina térmica, que transforma o calor gerado pela queima controlada de uma mistura ar-combustível dentro dos cilindros em energia mecânica (BRUNETTI, 2012).

O sistema de alimentação (carburador ou injeção eletrônica²⁶) é responsável pela injeção de combustível no motor. Motocicletas com injeção eletrônica possuem diversos sensores que coletam informações em tempo real²⁷, utilizadas para a otimização da dosagem de combustível no cilindro – portanto, estas motocicletas são mais econômicas, têm melhor desempenho e emitem volume menor de gases poluentes (BRUNETTI, 2012). No carburador, a mistura ar-combustível é gerada de forma mecânica (é um sistema de alimentação incapaz de se adaptar a diferentes condições de uso). Assim, o carburador consome mais combustível, emite mais poluentes e demanda manutenção frequente.

Hipótese 10: O preço implícito da injeção eletrônica é superior ao preço implícito do carburador.

Motores flex²⁸ proporcionam aos consumidores o poder de escolha do combustível com o qual suas motocicletas são abastecidas (gasolina ou etanol), levando em conta o preço por litro e as diferenças de rendimento destes combustíveis (AGRESTI, 2013b).

Hipótese 11: O preço implícito do motor flex é superior ao preço implícito do motor a gasolina.

A cilindrada é o volume máximo (em cm³ ou litros) de mistura ar-combustível admitido pelos cilindros que compõem o motor da motocicleta. É o volume total deslocado pelo pistão entre as posições extremas que este assume no interior do cilindro (o ponto morto inferior

²⁶ Em 2005, foi lançada a primeira motocicleta brasileira com injeção eletrônica: a Yamaha YS 250 Fazer (ABRACICLO, 2011).

²⁷ Dentre os diversos sensores do sistema de injeção eletrônica, “[...] destaca-se os sensores de temperatura do ar de admissão, da água de arrefecimento e do óleo de lubrificação; o sensor de oxigênio que mede o teor de O₂ nos gases de escape; o sensor de posição da borboleta de aceleração; o sensor de rotação do motor [...]” (RECH, 2002, p. 8), entre outros.

²⁸ No Brasil, a oferta de motocicletas com a tecnologia bicomcombustível (flex) vem se ampliando desde 2009, quando a Honda lançou a primeira motocicleta flex do mundo: a Honda CG 150 Titan Mix (ABRACICLO, 2011).

– PMI e o ponto morto superior – PMS), multiplicado pelo número de cilindros do motor (BRUNETTI, 2012). Motores com capacidades volumétricas maiores admitem quantidades superiores de mistura ar-combustível; portanto, em geral, a potência destes motores é maior.

Figura 5 – Posições do pistão no interior do cilindro

Fonte: adaptado de BRUNETTI, 2012, p. 30.

A informação referente à cilindrada é um critério frequentemente utilizado pelo mercado para a classificação e comparação de motocicletas²⁹. É prática comum das marcas de motocicletas a inclusão da cilindrada no nome dos modelos ofertados (por exemplo: Honda Biz 125; Yamaha Fazer 250; Kawasaki Ninja 400; Suzuki V-Strom 650; BMW R1200 GS).

Hipótese 12: O preço implícito de uma unidade adicional de cilindrada é positivo.

Além do movimento da motocicleta, a queima da mistura ar-combustível no interior do motor gera calor (irradiação) e resíduos da combustão (gases). O sistema de arrefecimento (ou refrigeração) regula a temperatura de elementos mecânicos do motor da motocicleta, realizando a troca de calor com o ambiente. A manutenção da temperatura do motor na sua faixa ideal prolonga a vida útil de seus componentes internos e reduz o consumo de combustível (TILLMANN, 2013).

Figura 6 – Fluxos de massa e energia em um motor de combustão interna

²⁹ Equivale às denominações “motor 1.0”, “motor 1.6” ou “motor 2.0” no mercado de automóveis.

Fonte: BRUNETTI (2012, p. 27).

Os sistemas de arrefecimento a ar são mais simples, porém menos eficientes. Nestes sistemas, a troca de calor se dá pelo próprio deslocamento da motocicleta e consequente circulação do ar ao redor dos cilindros (que possuem aletas para aumentar a superfície de contato com o ar). Sistemas de arrefecimento líquido são mais eficientes, pois mantêm a temperatura do motor em condições ideais, impedindo aquecimento ou resfriamento excessivos. No entanto, estes sistemas são mais complexos, constituídos de componentes específicos: bomba centrífuga, válvula termostática, radiador, ventilador, câmara de água e tanque de expansão (TILMANN, 2013).

Hipótese 13: O preço implícito do sistema de arrefecimento líquido é superior ao preço implícito do sistema de arrefecimento a ar.

O sistema de transmissão da motocicleta entrega a energia gerada no motor à roda traseira. Sistemas de transmissão com câmbio manual são mais simples e mais baratos, porém demandam habilidade e atenção do condutor no acionamento da embreagem e seleção de nova marcha. Por sua vez, sistemas de transmissão com câmbio automático proporcionam mais conforto e segurança, pois não requerem interferência do condutor – sensores eletrônicos escolhem a marcha mais adequada ao momento e realizam as trocas de marcha espontaneamente (AGRESTI, 2013a).

Hipótese 14: O preço implícito do sistema de transmissão com câmbio automático é superior ao preço implícito do sistema de transmissão com câmbio manual.

O sistema de freios da motocicleta transforma o movimento (energia cinética) em calor (energia térmica) via atrito. Dissipar este calor é fundamental para a eficiência dos freios, já que o calor pode alterar as características das lonas ou das pastilhas (VIOTTI, 2012).

O freio a tambor sofre maior desgaste sob uso intenso, pois é um sistema fechado (em formato de “panela”, com sapatas de expansão interna), pouco eficiente ao dissipar o calor. Além disso, por ser dotado de acionamento mecânico (por meio de cabos e alavancas), o freio a tambor perde a regulagem facilmente, exigindo manutenções frequentes (AGRESTI, 2014).

O freio a disco é mais moderno, mais seguro e mais eficiente: ele tem superfícies (as faces do disco e as pastilhas) completamente expostas e é dotado de acionamento hidráulico. Ademais, os freios a disco permitem o uso do sistema ABS (*Antilock Brake System*), que impede o travamento das rodas durante a frenagem.

Hipótese 15: O preço implícito do freio dianteiro a disco é superior ao preço implícito do freio dianteiro a tambor.

Hipótese 16: O preço implícito do freio traseiro a disco é superior ao preço implícito do freio traseiro a tambor.

5. BASE DE DADOS

O ponto de partida para a criação da base de dados deste estudo foram os relatórios de emplacamentos de motocicletas publicados mensalmente pela Federação Nacional da Distribuição de Veículos Automotores (FENABRAVE). Por meio de consultas aos relatórios de dezembro/2015, dezembro/2016, dezembro/2017 e dezembro/2018, foram identificados 25 modelos de motocicletas³⁰, cujas vendas anuais em território nacional ultrapassaram 10.000 unidades em 2015, em 2016, em 2017 ou em 2018.

Os 25 modelos de motocicletas identificados pertencem a quatro marcas distintas (Honda, Shineray, Traxx e Yamaha) e são classificados pela FENABRAVE em 3 categorias (*city*, *scooter/cub* e *trail*).

Quadro 1 – 25 modelos de motocicletas: marca e categoria

Marca	Categoria	Modelos de motocicletas
Honda	<i>city</i>	5
	<i>scooter/cub</i>	4
	<i>trail</i>	5
Shineray	<i>scooter/cub</i>	1
Traxx	<i>scooter/cub</i>	1
Yamaha	<i>city</i>	4
	<i>scooter/cub</i>	3
	<i>trail</i>	2

Fonte: elaborado pela autora.

No Brasil, entre 2015 e 2018, foram vendidas no varejo aproximadamente 3,1 milhões de motocicletas Honda³¹, 493 mil motocicletas Yamaha, 109 mil motocicletas Shineray e 43 mil motocicletas Traxx (FENABRAVE, 2015, 2016, 2017, 2018). Combinadas, as vendas destas quatro marcas representaram 92,9% do total de motocicletas comercializadas no período (em unidades).

³⁰ Cf. APÊNDICE F – 25 MODELOS DE MOTOCICLETAS.

³¹ A notável participação de mercado da Honda no período 2015-2018 deve-se, sobretudo, ao sucesso comercial de três modelos de motocicletas da marca: a *city* Honda CG 160 (vendas acumuladas no período: 756 mil unidades), a *scooter* Honda BIZ (547 mil unidades) e a *trail* Honda NXR 160 (526 mil unidades). O volume de vendas combinado destes três modelos corresponde a cerca de 45% do total de motocicletas comercializadas no Brasil no período (FENABRAVE, 2015, 2016, 2017, 2018).

Tabela 2 – Vendas no varejo: marca (unidades) – 2015 a 2018

Ano	Honda	Yamaha	Outras marcas
2015	78,0%	11,1%	10,9%
2016	72,6%	10,8%	16,6%
2017	78,3%	13,5%	8,2%
2018	79,2%	13,7%	7,1%

Fonte: elaborado pela autora com dados extraídos de FENABRAVE (2015, 2016, 2017, 2018).

Entre 2015 e 2018, foram vendidas 1,65 milhões de motocicletas *city*, 1,27 milhões de motocicletas *scooter/cub* e 843 mil motocicletas *trail* (FENABRAVE, 2015, 2016, 2017, 2018). As vendas das três categorias, combinadas, totalizaram 92,8% das unidades comercializadas no período (em unidades).

Tabela 3 – Vendas no varejo: categoria (unidades) – 2015 a 2018

Ano	City	Scooter/cub	Trail	Outras categorias ³²
2015	41,1%	31,8%	22,5%	4,6%
2016	40,8%	34,6%	19,6%	5,0%
2017	41,4%	31,8%	21,5%	5,3%
2018	41,1%	32,2%	21,7%	5,0%

Fonte: elaborado pela autora com dados extraídos de ABRACICLO (2019).

Logo, dadas as participações de mercado das quatro marcas e das três categorias, é possível afirmar que os 25 modelos de motocicletas selecionados representam adequadamente o mercado brasileiro de motocicletas populares no período 2015-2018.

5.1. Preços das motocicletas

Por meio de consultas aos dados da Tabela FIPE, produzida e disponibilizada pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE), foram identificadas 68 versões de motocicletas (68 códigos FIPE³³) correspondentes aos 25 modelos de motocicletas.

³² Outras categorias: *custom*, *bigtrail (maxtrail)*, *naked (roadster)*, *sport* e *touring*. Cf. APÊNDICE G – DESCRIÇÃO DAS CATEGORIAS DE MOTOCICLETAS.

³³ Cf. APÊNDICE H – 68 CÓDIGOS FIPE DOS 25 MODELOS DE MOTOCICLETAS.

Da Tabela FIPE, foram extraídos os preços médios mensais de venda no varejo de motocicletas novas (0 km) de cada uma das 68 versões de motocicletas, praticados pelo mercado ao longo de 48 meses (janeiro/2015 a dezembro/2018), criando a variável *npreço*. Assim, a base de dados inicial combina:

- *MOD*: variável indicadora do modelo da motocicleta (criada a partir dos 25 modelos);
- *marca*: variável que representa a marca da motocicleta;
- *categoria*: variável que representa a categoria da motocicleta;
- *VER*: variável indicadora da versão da motocicleta (criada a partir dos 68 códigos FIPE);
- *MES*: variável indicadora do período de observação³⁴;
- *npreço*: variável que contém o preço nominal da motocicleta *VER* do modelo *MOD*, em um dado período de observação *MES*.

Os preços nominais das motocicletas (*npreço*) foram corrigidos pela inflação utilizando o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA³⁵), disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Tomando como período-base o mês de janeiro/2015, foram calculados os preços reais das 68 motocicletas ao longo dos 48 meses, gerando a variável *rpreço*.

Quadro 2 – Variáveis: preços das motocicletas

Variável	Descrição
<i>npreço</i>	Preço nominal da motocicleta nova (0km) <i>VER</i> do modelo <i>MOD</i> em um dado período de observação <i>MES</i>
<i>rpreço</i>	Preço real da motocicleta nova (0km) <i>VER</i> do modelo <i>MOD</i> em um dado período de observação <i>MES</i>
<i>lnP</i>	Logaritmo natural do preço real da motocicleta nova (0km) <i>VER</i> do modelo <i>MOD</i> em um dado período de observação <i>MES</i>

Fonte: elaborado pela autora.

A transformação logarítmica de *rpreço* criou a variável *lnP*, que será a variável dependente na estimação dos modelos de regressão multinível no ‘Capítulo 7 – Especificação dos Modelos’. A adoção da forma logarítmica impõe um efeito percentual constante das variáveis explicativas sobre o preço real da motocicleta (WOOLDRIDGE, 2016).

³⁴ A variável *MES* assume valores entre 0 e 47 (0 = janeiro/2015; ...; 47 = dezembro/2018).

³⁵ Cf. APÊNDICE I – IPCA MENSAL (2015-2018).

5.2. Características das motocicletas

Para a coleta de informações sobre as características de cada motocicleta da base de dados, foram consultados os manuais de proprietário das motocicletas Honda, Shineray e Yamaha, disponíveis online nos sites destas marcas³⁶. Não foi possível encontrar os manuais do proprietário do modelo Traxx JL 50 e de uma versão do modelo Yamaha T115 Crypton (código FIPE: 827084-8).

Para representar as características das motocicletas, foram criadas 7 variáveis de natureza qualitativa (*transmissão*, *refrigeração*, *partida*, *alimentação*, *combustível*, *freiodianteiro* e *freiotraseiro*) e uma variável de natureza quantitativa (*cilindrada*³⁷).

Quadro 3 – Variáveis: características das motocicletas

Variável	Descrição
<i>transmissão</i>	Sistema de transmissão
<i>refrigeração</i>	Sistema de refrigeração
<i>partida</i>	Sistema de partida
<i>alimentação</i>	Sistema de alimentação
<i>combustível</i>	Tipo de combustível
<i>freiodianteiro</i>	Tipo do freio dianteiro
<i>freiotraseiro</i>	Tipo do freio traseiro
<i>cilindrada</i>	Cilindrada da motocicleta (cm ³)

Fonte: elaborado pela autora.

Os nomes comerciais dos modelos Traxx JL 50 e Shineray XY 50 revelam que estes modelos são motocicletas da categoria *cub*, ciclomotores popularmente conhecidos como “cinquentinhas” – caracterizados pela baixa cilindrada (50 cm³) e recomendados para percursos curtos. Com a intenção de tornar a base de dados a mais homogênea possível, as duas versões do modelo Traxx JL 50 e as 6 versões do modelo Shineray XY 50 foram excluídas da base de dados. Assim, a categoria *scooter/cub* tornou-se *scooter*.

Durante a coleta destes dados, foram constatadas mudanças importantes em duas versões do modelo Honda CG 125 (códigos FIPE: 811019-0 e 811078-6): as duas motocicletas adotaram a injeção eletrônica a partir de 2016. A identificação de aumentos significativos de

³⁶ Honda: <https://www.honda.com.br/pos-venda/motos/manual-e-guia>

Shineray: <https://www.shineray.com.br/produtos/manual-do-proprietario/>

Yamaha: <https://www.yamaha-motor.com.br/pos-vendas/manual-do-proprietario/>

³⁷ Todas as motocicletas da base de dados possuem motor monocilíndrico de 4 tempos.

npreço possibilitaram a criação de valores artificiais de *VER*, que separam cada versão em duas novas: uma com carburador e outra com injeção eletrônica.

5.2.1. Criação de variáveis binárias

Após a exclusão dos modelos Shineray XY 50 e Traxx JL 50, a variável *marca* possui apenas dois valores possíveis: Honda e Yamaha. Na base de dados do estudo, há 14 modelos de motocicletas da marca Honda e 9 modelos de motocicletas da marca Yamaha. O valor de referência adotado para a criação da variável binária que representa a marca das motocicletas é Honda – portanto, foi criada a variável *yamaha*.

Quadro 4 – Criação de variável binária: marca

marca	Variável binária
Honda	<i>yamaha</i> = 0
Yamaha	<i>yamaha</i> = 1

Fonte: elaborado pela autora.

A classificação da FENABRAVE foi utilizada para a definição da categoria de cada modelo de motocicleta – assim, a variável *categoria* possui três valores possíveis: *city*, *scooter* e *trail*. Na base de dados, há 9 modelos de motocicletas da categoria *city*, 7 modelos de motocicletas da categoria *scooter* e 7 modelos de motocicletas da categoria *trail*. Adotando a categoria *city* como valor de referência, foram criadas duas variáveis binárias que representam a categoria das motocicletas: *scooter* e *trail*.

Quadro 5 – Criação de variáveis binárias: categoria

categoria	Variáveis binárias
<i>city</i>	<i>scooter</i> = 0; <i>trail</i> = 0
<i>scooter</i>	<i>scooter</i> = 1; <i>trail</i> = 0
<i>trail</i>	<i>scooter</i> = 0; <i>trail</i> = 1

Fonte: elaborado pela autora.

Quanto ao sistema de transmissão das motocicletas, a base de dados contém 57 versões de motocicletas com câmbio manual e 4 versões de motocicletas com câmbio automático. A categoria de referência adotada para a criação da variável binária que representa a *transmissão* é câmbio manual. Desta forma, foi criada a variável *c_auto*.

Quadro 6 – Criação de variável binária: transmissão

transmissão	Variável binária
manual	$c_auto = 0$
automática	$c_auto = 1$

Fonte: elaborado pela autora.

A base de dados do estudo contém 58 versões de motocicletas com refrigeração a ar e somente 3 versões de motocicletas com refrigeração líquida. Tomando a refrigeração a ar como valor de referência, a variável binária r_liq foi criada para a variável qualitativa *refrigeração*.

Quadro 7 – Criação de variável binária: refrigeração

refrigeração	Variável binária
ar	$r_liq = 0$
líquida	$r_liq = 1$

Fonte: elaborado pela autora.

Na base de dados do estudo, há 10 versões de motocicletas com partida a pedal, 46 versões de motocicletas com partida elétrica e 5 versões de motocicletas que possuem os dois sistemas de partida (elétrica e a pedal). A variável binária p_elet foi criada para representar a *partida*.

Quadro 8 – Criação de variável binária: partida

partida	Variável binária
pedal	$p_elet = 0$
pedal e elétrica	$p_elet = 1$
elétrica	$p_elet = 1$

Fonte: elaborado pela autora.

Há 45 versões de motocicletas com injeção eletrônica e 16 versões de motocicletas com carburador na base de dados do estudo. Logo, para representar a variável qualitativa *alimentação*, foi criada a variável i_elet .

Quadro 9 – Criação de variável binária: alimentação

alimentação	Variável binária
carburador	$i_elet = 0$
injeção eletrônica	$i_elet = 1$

Fonte: elaborado pela autora.

A variável binária *flex* foi criada para representar *combustível*. Na base de dados, há 35 versões de motocicletas com motor flex e 26 versões de motocicletas com motor a gasolina.

Quadro 10 – Criação de variável binária: combustível

combustível	Variável binária
gasolina	$flex = 0$
flex	$flex = 1$

Fonte: elaborado pela autora.

Para representar os tipos de freios das motocicletas, foram criadas as variáveis binárias *fd_disco* e *ft_disco*, que representam freio dianteiro a disco e freio traseiro a disco, respectivamente. Na base de dados do estudo, há 37 versões de motocicletas que possuem pelo menos um freio a disco.

Quadro 11 – Criação de variáveis binárias: freios

freiodianteiro	freiotraseiro	Variáveis binárias
disco	disco	$fd_disco = 1; ft_disco = 1$
disco	tambor	$fd_disco = 1; ft_disco = 0$
tambor	disco	$fd_disco = 0; ft_disco = 1$
tambor	tambor	$fd_disco = 0; ft_disco = 0$

Fonte: elaborado pela autora.

A variável *cilindrada* e as dez variáveis binárias criadas (*yamaha*, *scooter*, *trail*, *p_elet*, *i_elet*, *flex*, *r_liq*, *c_auto*, *fd_disco* e *ft_disco*) são incorporadas aos modelos de regressão multinível criados no ‘Capítulo 7 – Especificação dos Modelos’ e seus coeficientes são analisados no ‘Capítulo 8 – Discussão dos Resultados’, para a análise das hipóteses de pesquisa definidas no ‘Capítulo 4 – Hipóteses do Estudo’.

6. ANÁLISES DESCRITIVAS

A base de dados do estudo contém 1.799 medidas repetidas (com ocasiões fixas e espaçamento regular – 48 meses), agrupadas em 61 versões de motocicletas, as quais estão agrupadas em 23 modelos de motocicletas.

Figura 7 – Base de dados: 3 níveis hierárquicos

Fonte: elaborado pela autora.

No nível 1, estão as variáveis MES (indicadora do período de observação t) e $\ln P$ (logaritmo natural do preço real da motocicleta ij em t). Na base de dados, estas são as únicas variáveis que variam ao longo do tempo (*time-varying covariates*).

Figura 8 – Decomposição da variância: MES

Variable		Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations
mes	overall	22.20567	13.09629	0	47	N = 1799
	between		10.59769	3.5	42.5	n = 61
	within		10.09938	-3.69433	45.70567	T-bar = 29.4918

Fonte: Stata.

Os valores de MES variam entre 0³⁸ e 47, representando os 48 períodos de observação (de janeiro/2015 a dezembro/2018)³⁹. Esta variável apresenta variância *between* positiva, pois

³⁸ O primeiro período de observação da base de dados (janeiro/2015) é representado por $MES=0$, para que os interceptos dos modelos estimados no ‘Capítulo 7 – Especificação dos Modelos’ correspondam ao valor inicial esperado de $\ln P$ (HOX; MOERBEEK; VAN DE SCHOOT, 2017).

³⁹ Cf. APÊNDICE J – FREQUÊNCIA DE OBSERVAÇÕES (MES).

a base de dados deste estudo é um painel desbalanceado – entre 2015 e 2018, houve entradas e saídas⁴⁰ de motocicletas do mercado brasileiro.

Na base de dados, 38 versões de motocicletas apresentam valores de $\ln P$ em janeiro/2015. Apenas 5 destas apresentam valores completos de $\ln P$ (ao longo dos 48 meses) – em contrapartida, as outras 33 versões de motocicletas deixam a base de dados (*dropout*) antes de dezembro/2018, refletindo a saída destas motocicletas do mercado.

A entrada de novas motocicletas no mercado entre 2015 e 2018 justifica inclusões posteriores de 23 versões de motocicletas na base de dados.

Gráfico 6 – Histograma: $\ln P$

Fonte: Stata.

Os 1.799 valores de $\ln P$ variam entre 8,39 e 9,71. Esta variável apresenta variâncias *within* e *between* não-nulas, já que $\ln P$ de uma motocicleta ij varia ao longo do tempo e há diferenças de $\ln P$ entre as motocicletas em cada *cross-section*.

Figura 9 – Decomposição da variância: $\ln P$

Variable		Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations
$\ln P$	overall	9.021769	.2988366	8.391591	9.718541	N = 1799
	between		.2917053	8.44915	9.655336	n = 61
	within		.0314886	8.871354	9.151841	T-bar = 29.4918

Fonte: Stata.

⁴⁰ Cf. APÊNDICE K – PADRÕES DE AUSÊNCIA DE DADOS ($\ln P$).

A variância *between* de *lnP* é muito maior que sua variância *within* – ou seja, as diferenças de *lnP* entre as motocicletas da base de dados para cada *cross-section* são mais intensas do que as variações em *lnP* ao longo do tempo para cada motocicleta *ij*.

Na base de dados do estudo, a variável indicadora da versão da motocicleta (nível 2) é *VER* e a variável indicadora do modelo da motocicleta (nível 3) é *MOD*. Os valores de *VER* e *MOD* são constantes ao longo do tempo e, portanto, suas variações *within* são nulas.

Figura 10 – Decomposição da variância: *VER* e *MOD*

Variable		Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations
VER	overall	31.11895	16.63988	1	61	N = 1799
	between		17.75293	1	61	n = 61
	within		0	31.11895	31.11895	T-bar = 29.4918
MOD	overall	11.18955	7.129049	1	23	N = 1799
	between		7.155418	1	23	n = 61
	within		0	11.18955	11.18955	T-bar = 29.4918

Fonte: Stata.

Nas seções 6.1 e 6.2, são apresentadas as análises descritivas das variáveis de nível 2 (versão da motocicleta) e das variáveis de nível 3 (modelo da motocicleta), respectivamente. Também são exploradas as relações entre estas variáveis e *lnP*.

Quadro 12 – Níveis das variáveis

Nível	Variáveis
Nível 3: Modelo da motocicleta	<ul style="list-style-type: none"> • <i>yamaha</i>; • <i>scooter</i>; • <i>trail</i>
Nível 2: Versão da motocicleta	<ul style="list-style-type: none"> • <i>cilindrada</i>; • <i>p_elet</i>; • <i>i_elet</i>; • <i>flex</i>; • <i>r_liq</i>; • <i>c_auto</i>; • <i>fd_disco</i>; • <i>ft_disco</i>
Nível 1: Medidas repetidas	<ul style="list-style-type: none"> • <i>lnP</i>; • <i>MES</i>

Fonte: elaborado pela autora.

6.1. Variáveis de nível 2

As variáveis de nível 2 representam diversas características das versões de motocicletas *ij* na base de dados. Todas estas características são constantes (os valores das variáveis de nível 2 não variam ao longo do tempo). Portanto, as oito variáveis apresentam variância *within* nula.

Figura 11 – Decomposição da variância: variáveis de nível 2

Variable		Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations
cilind~a	overall	160.1137	51.09387	97.1	291.6	N = 1799
	between		48.55844	97.1	291.6	n = 61
	within		0	160.1137	160.1137	T-bar = 29.4918
p_elet	overall	.8615898	.3454261	0	1	N = 1799
	between		.3732884	0	1	n = 61
	within		0	.8615898	.8615898	T-bar = 29.4918
i_elet	overall	.7876598	.4090781	0	1	N = 1799
	between		.4435328	0	1	n = 61
	within		0	.7876598	.7876598	T-bar = 29.4918
flex	overall	.6103391	.4878089	0	1	N = 1799
	between		.498632	0	1	n = 61
	within		0	.6103391	.6103391	T-bar = 29.4918
r_liq	overall	.0511395	.2203435	0	1	N = 1799
	between		.2180389	0	1	n = 61
	within		0	.0511395	.0511395	T-bar = 29.4918
c_auto	overall	.065592	.2476364	0	1	N = 1799
	between		.2495898	0	1	n = 61
	within		0	.065592	.065592	T-bar = 29.4918
fd_disco	overall	.6536965	.4759236	0	1	N = 1799
	between		.4925677	0	1	n = 61
	within		0	.6536965	.6536965	T-bar = 29.4918
ft_disco	overall	.2178988	.4129331	0	1	N = 1799
	between		.3876509	0	1	n = 61
	within		0	.2178988	.2178988	T-bar = 29.4918

Fonte: Stata.

Originalmente, a variável *cilindrada*, que representa a capacidade volumétrica do cilindro do motor em centímetros cúbicos (cm³), varia entre 97,1 cm³ e 291,6 cm³. Para que o intercepto dos modelos de regressão multinível estimados no ‘Capítulo 7 – Especificação dos Modelos’ possuam significância prática, a variável *cilindrada* foi centrada na mediana dos

valores⁴¹ apresentados pelas 61 versões de motocicletas na base de dados (149 cm³). Assim, após esta transformação, os valores de *cilindrada* variam entre -51,9 e 142,6.

Figura 12 – Decomposição da variância: *cilindrada* (centrada)

Variable	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations
cilindr~a overall	11.11373	51.09387	-51.9	142.6	N = 1799
between		48.55844	-51.9	142.6	n = 61
within		0	11.11373	11.11373	T-bar = 29.4918

Fonte: Stata.

A distribuição de *cilindrada* desvia significativamente da distribuição normal.

Gráfico 7 – Histograma de *cilindrada* (centrada)

Fonte: Stata.

A variável *cilindrada* apresenta correlação forte e positiva com *lnP* ($r=0,8710$).

Figura 13 – Correlação: *lnP* e *cilindrada*

	lnP
lnP	1.0000
cilindrada	0.8710*

Fonte: Stata.

* Denota significância a 1%.

⁴¹ Cf. APÊNDICE L – VALORES ORIGINAIS DE CILINDRADA.

No entanto, o gráfico de dispersão sugere uma relação não-linear entre *cilindrada* e $\ln P$, com efeito marginal decrescente.

Gráfico 8 – Dispersão: $\ln P$ e *cilindrada*

Fonte: Stata.

6.1.1. Variáveis binárias de nível 2

Existem associações estatisticamente significantes⁴² entre diversos pares de variáveis binárias de nível 2. As principais são:

- p_elet e $flex$ ($\chi^2=16,1011$; $p=0,000$): das 51 versões de motocicletas com partida elétrica na base de dados, 35 (69%) tem motor bicomcombustível;
- p_elet e f_disco ($\chi^2=18,4395$; $p=0,000$): das 51 versões de motocicletas com partida elétrica na base de dados, 37 (73%) tem freio dianteiro a disco;
- i_elet e $flex$ ($\chi^2=29,1966$; $p=0,000$): das 45 versões de motocicletas com injeção eletrônica na base de dados, 35 (78%) tem motor bicomcombustível;
- $flex$ e fd_disco ($\chi^2=$; $p=16.9602$): das 31 versões de motocicletas com motor bicomcombustível na base de dados, 29 (94%) tem freio dianteiro a disco; e,
- c_auto e r_liq ($\chi^2=44,9612$; $p=0,000$): as 3 versões de motocicletas com refrigeração líquida tem câmbio automático.

⁴² Cf. APÊNDICE M – ASSOCIAÇÕES ENTRE VARIÁVEIS DE NÍVEIS 2.

Tabela 4 – Associações entre variáveis binárias (nível 2)

	p_elet	i_elet	flex	r_liq	c_auto	fd_disco
i_elet	11,84*					
flex	16,11*	29,19*				
r_liq	0,62	1,12	4,24*			
c_auto	0,84	1,52	5,76*	44,96*		
fd_disco	18,44*	11,55*	16,96*	2,05	2,77	
ft_disco	2,63	4,77*	6,17*	0,49	0,14	8,70*

Fonte: elaborado pela autora.

O valor de cada célula é o χ^2 . * Denota significância a 5%.

Segundo os gráficos de caixas⁴³, a mediana de $\ln P$ das 4 versões de motocicletas com câmbio automático (representadas por *c_auto*) é superior à mediana das versões de motocicletas com câmbio manual. Quanto à *cilindrada*, não há diferença expressiva entre as duas categorias. As 4 versões de motocicletas com câmbio automático são da categoria *scooter*.

Gráfico 9 – Boxplot de $\ln P$: transmissão

Fonte: Stata.

⁴³ O gráfico de caixas (*boxplot*) é “uma representação pictórica da distribuição de dados de uma variável métrica para cada grupo (categoria) de uma variável não métrica” (HAIR JR. et. al, 2009, p. 54). Ao longo deste capítulo, ele será utilizado para representar as diferenças das variáveis métricas ($\ln P$ e *cilindrada*) ao longo das categorias das variáveis binárias (de nível 2 e de nível 3) da base de dados.

Gráfico 10 – Boxplot de *cilindrada*: transmissão

Fonte: Stata.

Os valores de $\ln P$ das 3 versões de motocicletas com sistema de refrigeração líquida (representadas por r_liq) são superiores aos valores de $\ln P$ das 58 versões de motocicletas com refrigeração a ar. Não há diferença entre as categorias em relação aos valores de *cilindrada*. As 3 motocicletas com refrigeração líquida são da categoria *scooter*.

Gráfico 11 – Boxplot de $\ln P$: refrigeração

Fonte: Stata.

Gráfico 12 – Boxplot de *cilindrada*: refrigeração

Fonte: Stata.

As 51 versões de motocicletas com partida elétrica (representadas por p_elet) apresentam valores superiores de lnP e de $cilindrada$ em relação às demais versões de motocicletas na base de dados, com partida a pedal.

Gráfico 13 – Boxplot de lnP : partida

Fonte: Stata.

Gráfico 14 – Boxplot de $cilindrada$: partida

Fonte: Stata.

Quanto ao sistema de alimentação, é possível afirmar que as 45 versões de motocicletas com injeção eletrônica (representadas por i_elet) apresentam valores superiores de lnP e de $cilindrada$ em relação às versões de motocicletas com carburador.

Gráfico 15 – Boxplot de $\ln P$: alimentação

Fonte: Stata.

Gráfico 16 – Boxplot de $cilindrada$: alimentação

Fonte: Stata.

Tanto os valores de $\ln P$, quanto os valores de $cilindrada$, das 35 versões de motocicletas com motor flex são superiores aos valores das 26 versões de motocicletas com motor a gasolina.

Gráfico 17 – Boxplot de $\ln P$: combustível

Fonte: Stata.

Gráfico 18 – Boxplot de *cilindrada*: combustível

Fonte: Stata.

Os valores de *lnP* e de *cilindrada* apresentados pelas 37 versões de motocicletas com freio dianteiro a disco (*fd_disco*) são superiores aos valores das 24 versões de motocicletas com freio dianteiro a tambor.

Gráfico 19 – Boxplot de *lnP*: freio dianteiro

Fonte: Stata.

Gráfico 20 – Boxplot de *cilindrada*: freio dianteiro

Fonte: Stata.

A diferença entre os valores de $\ln P$ e de *cilindrada* segundo o tipo de freio traseiro é ainda maior. Os valores de $\ln P$ e de *cilindrada* apresentados pelas 11 versões de motocicletas com freio traseiro a disco (*ft_disco*) são bem superiores aos valores de $\ln P$ das 50 versões de motocicletas com freio traseiro a tambor.

Gráfico 21 – Boxplot de $\ln P$: freio traseiro

Fonte: Stata.

Gráfico 22 – Boxplot de *cilindrada*: freio traseiro

Fonte: Stata.

6.2. Variáveis de nível 3

As variáveis de nível 3 (modelo da motocicleta) são binárias e não variam ao longo do tempo (como todas as variáveis que representam características das motocicletas na base de dados). Portanto, *yamaha*, *scooter* e *trail* têm variância *within* nula.

Figura 14 – Decomposição da variância: variáveis de nível 3

Variable		Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations
yamaha	overall	.3457476	.4757436	0	1	N = 1799
	between		.4790701	0	1	n = 61
	within		0	.3457476	.3457476	T-bar = 29.4918
scooter	overall	.2123402	.4090781	0	1	N = 1799
	between		.4008188	0	1	n = 61
	within		0	.2123402	.2123402	T-bar = 29.4918
trail	overall	.2751529	.4467154	0	1	N = 1799
	between		.4435328	0	1	n = 61
	within		0	.2751529	.2751529	T-bar = 29.4918

Fonte: Stata.

Não há associações⁴⁴ estatisticamente significantes ($p > 0.05$) entre *yamaha* e as duas variáveis que representam as categorias das motocicletas.

A análise gráfica indica que não há diferenças relevantes nos valores de *lnP* entre as motocicletas Honda e as motocicletas Yamaha. Da mesma maneira, não há diferenças relevantes nos valores de *cilindrada* segundo a marca da motocicleta.

Gráfico 23 – Boxplot de *lnP*: marca

Fonte: Stata.

⁴⁴ Cf. APÊNDICE N – ASSOCIAÇÕES ENTRE VARIÁVEIS DE NÍVEL 3.

Gráfico 24 – Boxplot de *cilindrada*: marca

Fonte: Stata.

Segundo o gráfico de caixas, os valores de $\ln P$ das motocicletas da categoria *trail* são superiores aos valores de $\ln P$ das motocicletas das categorias *city* e *scooter*. Além disso, não há diferença expressiva, em termos de $\ln P$, entre as categorias *city* e *scooter*. Quanto aos valores de *cilindrada*, existe diferença expressiva entre as categorias *scooter* e *trail*.

Gráfico 25 – Boxplot de $\ln P$: categoria

Fonte: Stata.

Gráfico 26 – Boxplot de *cilindrada*: categoria

Fonte: Stata.

Existem cinco associações estatisticamente significantes⁴⁵ entre as variáveis binárias de nível 2 e as variáveis de nível 3:

- *scooter* e *flex* ($\chi^2=6,4034$; $p=0,011$): das 12 versões de motocicletas da categoria *scooter* na base de dados, 3 (25%) tem motor bicom bustível;
- *scooter* e *r_liq* ($\chi^2=12,8835$; $p=0,000$): das 12 versões de motocicletas da categoria *scooter* na base de dados, 3 (25%) tem refrigeração líquida;
- *scooter* e *c_auto* ($\chi^2=17,4795$; $p=0,000$): das 12 versões de motocicletas da categoria *scooter* na base de dados, 4 (33%) tem câmbio automático;
- *trail* e *flex* ($\chi^2=5,0544$; $p=0,025$): das 16 versões de motocicletas da categoria *trail* na base de dados, 13 (81% delas) tem motor flex; e,
- *trail* e *ft_disco* ($\chi^2=5,5609$; $p=0,018$): das 16 versões de motocicletas da categoria *trail* na base de dados, 6 (38% delas) tem freio traseiro a disco.

Tabela 5 – Associações entre variáveis binárias de nível 2 e de nível 3

	yamaha	scooter	trail
p_elet	0,10	0,80	1,63
i_elet	0,83	0,01	2,11
flex	0,00	6,40*	5,05*
r_liq	0,00	12,88*	1,12
c_auto	0,45	17,47*	1,52
fd_disco	0,48	0,03	0,59
ft_disco	0,02	0,95	5,56*

Fonte: elaborado pela autora.

O valor de cada célula é o χ^2 .

* Denota significância a 5%.

⁴⁵ Cf. APÊNDICE O – ASSOCIAÇÕES ENTRE VARIÁVEIS DE NÍVEIS 2 E 3.

7. ESPECIFICAÇÃO DOS MODELOS

Como explorado extensivamente no ‘Capítulo 5 – Base de Dados’ e no ‘Capítulo 6 – Análises Descritivas’, a base de dados do estudo é caracterizada por sua estrutura hierárquica e longitudinal (com ocasiões fixas). Assim, com o propósito de verificar as hipóteses de pesquisa propostas no ‘Capítulo 4 – Hipóteses do Estudo’, são estimados diversos modelos de regressão multinível com medidas repetidas, que permitem a definição de trajetórias individuais dos logaritmos dos preços reais das motocicletas ij , com pontos de partida (interceptos) específicos e taxas de variação mensal (coeficientes de inclinação de MES) específicas.

Figura 15 – Estrutura hierárquica das variáveis

Fonte: elaborado pela autora.

No nível 1, denotado pelo subscrito t , estão as medidas repetidas (1.799 observações). A variável $\ln P$ (logaritmo natural dos preços reais das motocicletas ij em t) será adotada como a variável dependente (submodelo de nível 1) em todos os modelos estimados. A variável MES representa os 48 meses consecutivos de observação (janeiro/2015 a dezembro/2018) e será incluída como variável explicativa (submodelo de nível 1) em todos os modelos estimados.

No nível 2, denotado pelo subscrito i , estão as 61 versões de motocicletas e as 8 variáveis explicativas correspondentes às suas características físicas. No nível 3, denotado pelo subscrito j , estão os 23 modelos de motocicletas e as variáveis binárias *yamaha* (que representa as marcas das motocicletas), *scooter* e *trail* (que representam as categorias das motocicletas).

Além do modelo de equação única, ao longo deste capítulo, cada modelo de regressão multinível proposto será apresentado segundo a sua formulação em 3 estágios: o submodelo de nível 1, que representa a trajetória de $\ln P$ para cada motocicleta ij ; o submodelo de nível 2, que captura as variações entre as versões de motocicletas ij “dentro” de um modelo de motocicleta j ; e, o submodelo de nível 3, que descreve as variações entre modelos de motocicletas j .

Os modelos são estimados utilizando o comando *xtmixed* no Stata 13.1. Os parâmetros estatísticos (coeficientes de regressão e componentes de variância e covariância) são estimados pelo método de máxima verossimilhança restrita (*restricted maximum likelihood – REML*⁴⁶), dado o volume de unidades de nível 2 (61 versões de motocicletas) e de nível 3 (23 modelos de motocicletas) na base de dados (SNIJDERS; BOSKER, 1999, p. 82).

Segundo a estratégia *bottom-up* (HOX; MOERBEEK; VAN DE SCHOOT, 2017, p. 43), os modelos são desenvolvidos em etapas sequenciais. O ponto de partida (seção 7.1) é o modelo de tendência linear sem efeitos aleatórios de inclinação, que possui uma única variável explicativa no submodelo de nível 1 (*MES*), com coeficiente de inclinação fixo nos níveis 2 e 3. Em 7.2, são incluídos efeitos aleatórios de inclinação de *MES* (no nível 2 e no nível 3).

Na seção 7.3, as variáveis explicativas de nível 2 (*cilindrada*, *p_elet*, *i_elet*, *flex*, *r_liq*, *c_auto*, *fd_disco* e *ft_disco*) são adicionadas ao submodelo de nível 2. Em 7.4, as variáveis explicativas de nível 3 (*yamaha*, *scooter* e *trail*) são adicionadas ao submodelo de nível 3. Na seção 7.5, são exploradas as interações entre a variável *MES* e as variáveis explicativas de níveis 2 e 3 (*crosslevel interactions*). Por fim, em 7.6, são estimadas as covariâncias entre os efeitos aleatórios de nível 2 e entre os efeitos aleatórios de nível 3.

Visando à construção de modelos de regressão multinível tão simples quanto possível, além dos efeitos aleatórios de intercepto, somente serão admitidos efeitos aleatórios de inclinação para a variável *MES*. A estimação de coeficientes fixos para as demais variáveis explicativas é suficiente para os objetivos de pesquisa propostos.

Em cada etapa, a significância estatística de cada coeficiente de regressão é verificada pelo teste de Wald. A estatística z , que representa a razão entre o coeficiente estimado e seu erro-padrão assintótico, é analisada em comparação à distribuição normal-padrão (HOX; MOERBEEK; VAN DE SCHOOT, 2017, p. 33):

$$H_0: \gamma_{klo} = 0 \quad \text{contra} \quad H_a: \gamma_{klo} \neq 0$$

$$z = \widehat{\gamma_{klo}} / \widehat{SE}(\widehat{\gamma_{klo}})$$

⁴⁶ Visto que “[...] o método REML é mais adequado no sentido de que ele produz estimadores menos viesados para os parâmetros da parte aleatória no caso de amostras pequenas [...]” (SNIJDERS; BOSKER, 1999, p. 82, tradução nossa).

As variâncias dos componentes aleatórios são examinadas tanto pelo teste de Wald, quanto pelo teste de razão de verossimilhança (*likelihood-ratio test*). Os dois testes são unicaudais, já que, por definição, variâncias não podem ser negativas (SNIJDERS; BOSKER, 1999, p. 90). Portanto, os p-valores obtidos pelos testes de parâmetros aleatórios devem ser divididos por 2.

O teste de Wald calcula uma estatística z , com distribuição aproximadamente normal, a partir da razão entre a variância estimada do componente aleatório e o seu erro-padrão estimado (RAUDENBUSH; BRYK, 2002, p. 64):

$$H_0: \tau_{qq} = 0 \quad \text{contra} \quad H_a: \tau_{qq} > 0$$

$$\tau_{qq} = \text{Var}(r_{qij})$$

$$z = \widehat{\tau}_{qq} / \widehat{SE}(\widehat{\tau}_{qq})$$

O teste de razão de verossimilhança⁴⁷ é um teste multiparâmetro, que compara dois modelos estimados com a mesma base de dados (RAUDENBUSH; BRYK, 2002). O dobro da diferença entre o logaritmo da função de verossimilhança (*log-likelihood*) do modelo que inclui os parâmetros de interesse (LL_1) e o *log-likelihood* do modelo que os omite (LL_0) gera uma estatística χ^2 , com graus de liberdade correspondentes à diferença entre o número de parâmetros estatísticos estimados pelos dois modelos (RABE-HESKETH; SKRONDAL, 2012; HOX; MOERBEEK; VAN DE SCHOOT, 2017).

$$\chi^2 = -2 (LL_1 - LL_0)$$

Para análise das variâncias de componentes aleatórios, o teste de razão de verossimilhança requer que os modelos (estimados por REML neste estudo) possuam os mesmos componentes fixos e diferentes componentes aleatórios. Para comparar modelos com diferentes componentes fixos, os modelos devem ser estimados por FML (*full maximum likelihood*) (SNIJDERS; BOSKER, 1999, p. 57).

O Gráfico 27 representa a evolução temporal de $\ln P$ das 61 versões de motocicletas *ij* na base de dados. Os diferentes interceptos e inclinações sugerem a inclusão de componentes aleatórios de intercepto e de inclinação no nível 2 dos modelos estimados neste capítulo (HAIR JR.; FÁVERO, 2019).

⁴⁷ No Stata 13.1, este procedimento é realizado pelo comando *lrtest*.

Gráfico 27 – Evolução temporal de $\ln P$ (61 versões de motocicletas)

Fonte: Stata.

De maneira semelhante, os diferentes interceptos e inclinações no Gráfico 28, que representa as trajetórias das médias de mensais $\ln P$ para cada um dos 23 modelos de motocicletas na base de dados, sugerem a inclusão de componentes aleatórios de intercepto e de inclinação no nível 3 dos modelos estimados neste capítulo (HAIR JR.; FÁVERO, 2019).

Gráfico 28 – Evolução temporal de $\ln P$ (23 modelos de motocicletas)

Fonte: Stata.

7.1. Modelo de tendência linear sem efeitos aleatórios de inclinação

No modelo de tendência linear sem efeitos aleatórios de inclinação (M0), há três componentes aleatórios de intercepto (nível 1, nível 2 e nível 3):

- Nível 1 (medidas repetidas):

$$\ln P_{tij} = \pi_{0ij} + \pi_{1ij} \cdot MES_{tij} + e_{tij} \quad (7.1)$$

- Nível 2 (versão da motocicleta):

$$\pi_{0ij} = \beta_{00j} + r_{0ij} \quad (7.2a)$$

$$\pi_{1ij} = \beta_{10j} \quad (7.2b)$$

- Nível 3 (modelo da motocicleta):

$$\beta_{00j} = \gamma_{000} + u_{00j} \quad (7.3a)$$

$$\beta_{10j} = \gamma_{100} \quad (7.3b)$$

Sendo que:

π_{0ij} é o valor de $\ln P$ da motocicleta ij em janeiro/2015 ($MES = 0$);

e_{tij} é o desvio de $\ln P$ da motocicleta ij em um dado t , em relação à π_{0ij} ;

β_{00j} é a média de π_{0ij} das versões de motocicletas “dentro” do modelo de motocicleta j ;

r_{0ij} é o desvio de π_{0ij} em relação à β_{00j} ;

γ_{000} é a média geral (*grand mean*) de $\ln P$ em janeiro/2015 ($MES = 0$);

u_{00j} é o desvio de β_{00j} em relação à γ_{000} ; e,

$\pi_{1ij} = \beta_{10j} = \gamma_{100}$ é a taxa de variação mensal de $\ln P$.

Substituindo as equações de nível 3 (7.3a e 7.3b) e de nível 2 (7.2a e 7.2b) em (7.1), obtém-se o modelo de tendência linear sem efeitos aleatórios de inclinação (M0) em equação única:

$$\ln P_{tij} = \gamma_{000} + \gamma_{100} \cdot MES_{tij} + r_{0ij} + u_{00j} + e_{tij} \quad (7.4)$$

Figura 16 – Estimação de M0 (REML)

Mixed-effects REML regression			Number of obs		=	1799
Group Variable		No. of Groups	Observations per Group			
			Minimum	Average	Maximum	
MOD		23	26	78.2	196	
VER		61	8	29.5	48	
Log restricted-likelihood = 3490.7801			Wald chi2(1)		=	118.20
			Prob > chi2		=	0.0000
lnP	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
mes	-.0007852	.0000722	-10.87	0.000	-.0009268	-.0006437
_cons	9.076178	.0699518	129.75	0.000	8.939074	9.213281
Random-effects Parameters		Estimate	Std. Err.	[95% Conf. Interval]		
MOD: Identity						
	var(_cons)	.1091043	.0341561	.0590698	.2015201	
VER: Identity						
	var(_cons)	.0058506	.0013577	.0037125	.0092201	
	var(Residual)	.0009594	.0000326	.0008976	.0010253	
LR test vs. linear regression:			chi2(2) = 7697.00		Prob > chi2 = 0.0000	

Fonte: Stata.

O teste de razão de verossimilhança ($\chi^2=7697,00$; $p=0,000$) reportado pela estimação de M0 confirma a adequação do método de regressão multinível para a análise da base de dados do estudo, sendo este preferível à regressão linear múltipla.

Os três componentes aleatórios de intercepto (e_{tij} , r_{0ij} e u_{00j}) são estatisticamente significantes⁴⁸ a 1%, segundo o teste de Wald:

- e_{tij} (nível 1) representa a variação temporal (entre períodos de observação) de lnP “dentro” da versão da motocicleta ij ($z=29,43$; $p=0,000$);

⁴⁸ A significância estatística dos dois efeitos aleatórios de intercepto (r_{0ij} e u_{00j}) foi comprovada por testes de razão de verossimilhança, após a estimação de dois modelos alternativos (M0b e M0c). Cf. APÊNDICE P – MODELOS ALTERNATIVOS DE M0 (REML).

- r_{0ij} (nível 2) representa a variação de $\ln P$ entre as versões de motocicletas ij “dentro” do modelo de motocicleta j em janeiro/2015 ($z=4,31$; $p=0,000$); e,
- u_{00j} (nível 3) representa a variação de $\ln P$ entre modelos de motocicletas j em janeiro/2015 ($z=3,19$; $p=0,001$).

Assume-se que e_{tij} tem média zero e variância σ^2 ; r_{0ij} tem média zero e variância $\tau_{\pi 00}$; u_{00j} têm média zero e variância $\tau_{\beta 00}$; e, que e_{tij} , r_{0ij} e u_{00j} são mutuamente não-correlacionados (de maneira que a soma de suas variâncias corresponda à variância total); e_{tij} , r_{0ij} e u_{00j} são não-correlacionados entre modelos de motocicletas j ; e_{tij} e r_{0ij} são não-correlacionados entre versões de motocicletas ij ; e, e_{tij} são não-correlacionados entre períodos de observação t (RABE-HESKETH; SKRONDAL, 2012, p. 389).

O modelo de tendência linear sem efeitos aleatórios de inclinação (M0) serve como referência para a avaliação de modelos mais complexos (HOX; MOERBEEK; VAN DE SCHOOT, 2017, p. 80), no ‘Capítulo 8 – Discussão dos Resultados’. Espera-se que a inclusão de variáveis explicativas nas próximas seções reduza significativamente as variâncias estimadas por M0.

7.2. Modelo de tendência linear com efeitos aleatórios de inclinação

No modelo de tendência linear com efeitos aleatórios de inclinação (M1), há três componentes aleatórios de intercepto (nível 1, nível 2 e nível 3) e dois componentes aleatórios de inclinação (nível 2 e nível 3) da variável explicativa MES :

- Nível 1 (medidas repetidas):

$$\ln P_{tij} = \pi_{0ij} + \pi_{1ij} \cdot MES_{tij} + e_{tij} \quad (7.5)$$

- Nível 2 (versão da motocicleta):

$$\pi_{0ij} = \beta_{00j} + r_{0ij} \quad (7.6a)$$

$$\pi_{1ij} = \beta_{10j} + r_{1ij} \quad (7.6b)$$

- Nível 3 (modelo da motocicleta):

$$\beta_{00j} = \gamma_{000} + u_{00j} \quad (7.7a)$$

$$\beta_{10j} = \gamma_{100} + u_{10j} \quad (7.7b)$$

Sendo que:

π_{1ij} é a taxa de variação mensal de $\ln P$ para a motocicleta ij ;

β_{10j} é a média de π_{1ij} das versões de motocicletas “dentro” do modelo de motocicleta j ;

r_{1ij} é o desvio de π_{1ij} em relação à β_{10j} ;

γ_{100} é a média geral (*grand mean*) da taxa de variação mensal de $\ln P$; e,

u_{10j} é o desvio de β_{10j} em relação à γ_{100} .

Substituindo as equações de nível 3 (7.7a e 7.7b) e de nível 2 (7.6a e 7.6b) em (7.5), obtém-se o modelo de tendência linear com efeitos aleatórios de inclinação (M1) em equação única:

$$\ln P_{tij} = \gamma_{000} + \gamma_{100} \cdot MES_{tij} + r_{1ij} \cdot MES_{tij} + u_{10j} \cdot MES_{tij} + r_{0ij} + u_{00j} + e_{tij} \quad (7.8)$$

Figura 17 – Estimação de M1 (REML)

Log restricted-likelihood = 4297.6065		Wald chi2(1) = 9.66		Prob > chi2 = 0.0019	
lnP	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
mes	-.0015994	.0005146	-3.11	0.002	-.0026081 - .0005908
_cons	9.075552	.0690537	131.43	0.000	8.940209 9.210894
Random-effects Parameters		Estimate	Std. Err.	[95% Conf. Interval]	
MOD: Independent					
var(mes)		3.52e-06	1.75e-06	1.32e-06	9.34e-06
var(_cons)		.1059428	.0333558	.0571575	.1963675
VER: Independent					
var(mes)		4.83e-06	1.20e-06	2.96e-06	7.87e-06
var(_cons)		.0062988	.001504	.0039446	.0100578
var(Residual)		.0003339	.0000115	.000312	.0003573
LR test vs. linear regression:		chi2(4) = 9310.66		Prob > chi2 = 0.0000	

Fonte: Stata.

Os três efeitos aleatórios de intercepto permanecem estatisticamente significantes a 1% no modelo M1, segundo o teste de Wald: e_{tij} ($z=29,03$; $p=0,000$), r_{0ij} ($z=4,19$; $p=0,000$) e u_{00j} ($z=3,18$; $p=0,001$).

O coeficiente da variável MES , que representa a taxa média de variação mensal de $\ln P$, é estatisticamente significativo ($p=0,002$). Os dois componentes aleatórios de inclinação⁴⁹ de MES (r_{1ij} e u_{10j}) também são estatisticamente significantes a 1%, segundo o teste de Wald:

- r_{1ij} (nível 2) representa a variabilidade da taxa de variação mensal de $\ln P$ entre as versões de motocicletas ij “dentro” do modelo de motocicleta j ($z=4,03$; $p=0,000$); e,
- u_{10j} (nível 3) representa a variabilidade das taxas de variação mensal de $\ln P$ entre modelos de motocicletas j ($z=2,01$; $p=0,026$).

Assume-se que: e_{tij} tem média zero e variância σ^2 ; r_{0ij} tem média zero e variância $\tau_{\pi 00}$; r_{1ij} tem média zero e variância $\tau_{\pi 11}$; u_{00j} têm média zero e variância $\tau_{\beta 00}$; u_{10j} têm média zero e variância $\tau_{\beta 11}$; r_{0ij} e r_{1ij} têm distribuição bivariada e covariância nula⁵⁰; e, u_{00j} e u_{10j} têm distribuição bivariada e covariância nula (RABE-HESKETH; SKRONDAL, 2012).

Segundo o teste de razão de verossimilhança⁵¹, o modelo M1 (com dois componentes aleatórios de inclinação de MES , no nível 2 e no nível 3) apresenta um ajuste estatisticamente superior ($\chi^2=1613,65$; $p=0,000$) ao ajuste do modelo M0 (sem componentes aleatórios de inclinação de MES).

Figura 18 – Teste de razão de verossimilhança (M0 e M1)

Likelihood-ratio test	LR chi2(2) =	1613.65
(Assumption: M0 nested in M1)	Prob > chi2 =	0.0000

Fonte: Stata.

7.3. Incorporação das variáveis explicativas de nível 2

Nesta etapa, as oito variáveis explicativas de nível 2 são adicionadas ao modelo de tendência linear com efeitos aleatórios de inclinação (M1), com coeficientes de regressão fixos no nível 3. Como discutido no ‘Capítulo 6 – Análises Descritivas’, os valores de *cilindrada*

⁴⁹ A significância estatística dos dois efeitos aleatórios de inclinação (r_{1ij} e u_{10j}) foi comprovada por testes de razão de verossimilhança, após a estimação de dois modelos alternativos (M1b e M1c). Cf. APÊNDICE Q – MODELOS ALTERNATIVOS DE M1 (REML).

⁵⁰ O padrão do comando *xtmixed* no Stata é *covariance(independent)*, que impõe covariâncias nulas. Na seção 7.6, a matriz de covariância será estimada sem tais restrições, com *covariance(unstructured)*.

⁵¹ Modelos estimados por REML, já que os efeitos fixos são iguais.

estão centrados na mediana das versões de motocicletas ij da base de dados (149 cm³) e há uma relação não-linear entre *cilindrada* e $\ln P$, com efeito marginal decrescente. Portanto, além da variável em nível, é incluído um efeito curvilíneo (*cilindrada*²).

- Nível 1 (medidas repetidas):

$$\ln P_{tij} = \pi_{0ij} + \pi_{1ij} \cdot MES_{tij} + e_{tij} \quad (7.9)$$

- Nível 2 (versão da motocicleta):

$$\pi_{0ij} = \beta_{00j} + \beta_{01j} \cdot \text{cilindrada}_{ij} + \beta_{02j} \cdot \text{cilindrada}_{ij}^2 \quad (7.10a)$$

$$+ \beta_{03j} \cdot p_elet_{ij} + \beta_{04j} \cdot i_elet_{ij} + \beta_{05j} \cdot flex_{ij}$$

$$+ \beta_{06j} \cdot r_liq_{ij} + \beta_{07j} \cdot c_auto_{ij} + \beta_{08j}$$

$$\cdot fd_disco_{ij} + \beta_{09j} \cdot ft_disco_{ij} + r_{0ij}$$

$$\pi_{1ij} = \beta_{10j} + r_{1ij} \quad (7.10b)$$

- Nível 3 (modelo da motocicleta):

$$\beta_{00j} = \gamma_{000} + u_{00j} \quad (7.11a)$$

$$\beta_{01j} = \gamma_{010} \quad (7.11b)$$

$$\beta_{02j} = \gamma_{020} \quad (7.11c)$$

$$\beta_{03j} = \gamma_{030} \quad (7.11d)$$

$$\beta_{04j} = \gamma_{040} \quad (7.11e)$$

$$\beta_{05j} = \gamma_{050} \quad (7.11f)$$

$$\beta_{06j} = \gamma_{060} \quad (7.11g)$$

$$\beta_{07j} = \gamma_{070} \quad (7.11h)$$

$$\beta_{08j} = \gamma_{080} \quad (7.11i)$$

$$\beta_{09j} = \gamma_{090} \quad (7.11j)$$

$$\beta_{10j} = \gamma_{100} + u_{10j} \quad (7.11k)$$

Substituindo as equações de nível 3 (7.11a - 7.11k) e de nível 2 (7.10a e 7.10b) em (7.9), obtém-se o modelo M2 em equação única:

$$\begin{aligned}
 \ln P_{tij} = & \gamma_{000} + \gamma_{010} \cdot \text{cilindrada}_{ij} + \gamma_{020} \cdot \text{cilindrada}_{ij}^2 + \gamma_{030} \cdot p_elet_{ij} \\
 & + \gamma_{040} \cdot i_elet_{ij} + \gamma_{050} \cdot flex_{ij} + \gamma_{060} \cdot r_liq_{ij} + \gamma_{070} \cdot c_auto_{ij} \\
 & + \gamma_{080} \cdot fd_disco_{ij} + \gamma_{090} \cdot ft_disco_{ij} + \gamma_{100} \cdot MES_{tij} + r_{1ij} \\
 & \cdot MES_{tij} + u_{10j} \cdot MES_{tij} + r_{0ij} + u_{00j} + e_{tij}
 \end{aligned} \quad (7.12)$$

Segundo os resultados da estimação do modelo M2, algumas variáveis explicativas de nível 2 não são estatisticamente significantes ($p > 0,10$).

Figura 19 – Estimação de M2 (REML)

Log restricted-likelihood = 4303.1548		Wald chi2(10) = 170.00		Prob > chi2 = 0.0000	
lnP	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
mes	-.001597	.0005088	-3.14	0.002	-.0025942 - .0005998
cilindrada	.0067046	.0012653	5.30	0.000	.0042247 .0091845
sqcilindrada	-.000025	.0000107	-2.33	0.020	-.000046 -3.95e-06
p_elet	.0528163	.0288706	1.83	0.067	-.0037689 .1094016
i_elet	.0189981	.0379121	0.50	0.616	-.0553082 .0933045
flex	-.0249282	.0414061	-0.60	0.547	-.1060826 .0562262
r_liq	.0513655	.1733309	0.30	0.767	-.2883567 .3910878
c_auto	-.008677	.1468563	-0.06	0.953	-.2965102 .2791561
ft_disco	.0355045	.0604352	0.59	0.557	-.0829464 .1539554
fd_disco	.0987459	.0232809	4.24	0.000	.0531162 .1443756
_cons	8.921524	.0575404	155.05	0.000	8.808747 9.034301
Random-effects Parameters					
MOD: Independent		Estimate	Std. Err.	[95% Conf. Interval]	
var(mes)		3.44e-06	1.71e-06	1.30e-06	9.11e-06
var(_cons)		.015663	.0057891	.0075904	.0323208
VER: Independent					
var(mes)		4.72e-06	1.17e-06	2.90e-06	7.68e-06
var(_cons)		.0030768	.0007962	.0018528	.0051094
var(Residual)		.0003341	.0000116	.0003122	.0003576
LR test vs. linear regression:		chi2(4) = 5580.95	Prob > chi2 = 0.0000		

Fonte: Stata.

A partir dos p-valores reportados em M2, as variáveis explicativas não-significantes ($p > 0,10$) foram eliminadas, segundo um procedimento *backward* (com a remoção de uma variável em cada novo modelo estimado⁵²). Assim:

- no modelo M3, foi removida a variável *c_auto* ($p=0,953$);
- no modelo M4, foi removida a variável *r_liq* ($p=0,692$);
- no modelo M5, foi removida a variável *i_elet* ($p=0,559$);
- no modelo M6, foi removida a variável *flex* ($p=0,505$); e,
- no modelo M7, foi removida a variável *ft_disco* ($p=0,496$).

No modelo M7, três variáveis explicativas de nível 2 (*cilindrada*, *p_elet* e *fd_disco*) são estatisticamente significantes ($p < 0,10$).

- Nível 1 (medidas repetidas):

$$\ln P_{tij} = \pi_{0ij} + \pi_{1ij} \cdot MES_{tij} + e_{tij} \quad (7.13)$$

- Nível 2 (versão da motocicleta):

$$\pi_{0ij} = \beta_{00j} + \beta_{01j} \cdot cilindrada_{ij} + \beta_{02j} \cdot cilindrada_{ij}^2 \quad (7.14a)$$

$$+ \beta_{03j} \cdot p_elet_{ij} + \beta_{04j} \cdot fd_disco_{ij} + r_{0ij}$$

$$\pi_{1ij} = \beta_{10j} + r_{1ij} \quad (7.14b)$$

- Nível 3 (modelo da motocicleta):

$$\beta_{00j} = \gamma_{000} + u_{00j} \quad (7.15a)$$

$$\beta_{01j} = \gamma_{010} \quad (7.15b)$$

$$\beta_{02j} = \gamma_{020} \quad (7.15c)$$

$$\beta_{03j} = \gamma_{030} \quad (7.15d)$$

$$\beta_{04j} = \gamma_{040} \quad (7.15e)$$

$$\beta_{10j} = \gamma_{100} + u_{10j} \quad (7.15f)$$

Substituindo as equações de nível 3 (7.15a - 7.15f) e de nível 2 (7.14a e 7.14b) em (7.13), obtém-se o modelo M7 em equação única:

⁵² Cf. APÊNDICE R – INCORPORAÇÃO DAS VARIÁVEIS DE NÍVEL 2 (BACKWARD).

$$\begin{aligned} \ln P_{tij} = & \gamma_{000} + \gamma_{010} \cdot \text{cilindrada}_{ij} + \gamma_{020} \cdot \text{cilindrada}_{ij}^2 + \gamma_{030} \\ & \cdot p_elet_{ij} + \gamma_{040} \cdot fd_disco_{ij} + \gamma_{100} \cdot MES_{tij} + r_{1ij} \\ & \cdot MES_{tij} + u_{10j} \cdot MES_{tij} + e_{tij} + r_{0ij} + u_{00j} \end{aligned} \quad (7.16)$$

Sendo que:

γ_{010} é a semielasticidade de $\ln P$ em janeiro/2015 ($MES=0$) para a versão da motocicleta ij , em relação à cilindrada ;

γ_{020} é a semielasticidade de $\ln P$ em janeiro/2015 ($MES=0$) para a versão da motocicleta ij , em relação à cilindrada^2 ;

γ_{030} é a diferença no valor de $\ln P$ em janeiro/2015 ($MES=0$) para a versão da motocicleta ij , com partida elétrica ($p_elet=1$); e,

γ_{040} é a diferença no valor de $\ln P$ em janeiro/2015 ($MES=0$) para a versão da motocicleta ij , com freio dianteiro a disco ($fd_disco=1$).

Figura 20 – Estimação de M7 (REML)

Log restricted-likelihood = 4311.5159				Wald chi2(5)	=	180.12
				Prob > chi2	=	0.0000
lnP	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
mes	-.0015955	.0005095	-3.13	0.002	-.002594	-.000597
cilindrada	.0068622	.0010163	6.75	0.000	.0048703	.0088541
sqcilindrada	-.0000249	9.29e-06	-2.68	0.007	-.0000431	-6.71e-06
p_elet	.0508138	.027282	1.86	0.063	-.0026579	.1042856
fd_disco	.0946534	.0195677	4.84	0.000	.0563014	.1330053
_cons	8.937649	.040249	222.06	0.000	8.858763	9.016536
Random-effects Parameters		Estimate	Std. Err.	[95% Conf. Interval]		
MOD: Independent						
var(mes)		3.45e-06	1.71e-06	1.30e-06	9.13e-06	
var(_cons)		.0145875	.0050642	.0073872	.0288059	
VER: Independent						
var(mes)		4.74e-06	1.18e-06	2.91e-06	7.71e-06	
var(_cons)		.002868	.0007155	.0017588	.0046768	
var(Residual)		.0003341	.0000116	.0003122	.0003575	
LR test vs. linear regression: chi2(4) = 6026.29 Prob > chi2 = 0.0000						

Fonte: Stata.

Em M7, o intercepto (8,938) corresponde ao valor esperado de $\ln P$ em janeiro/2015 para uma motocicleta ij , que possui 149 cilindradas, partida a pedal e freios dianteiros a tambor.

Os três efeitos aleatórios de intercepto permanecem estatisticamente significantes a 1% no modelo M7, segundo o teste de Wald: e_{tij} ($z=28,80$; $p=0,000$), r_{0ij} ($z=4,01$; $p=0,000$) e u_{00j} ($z=2,88$; $p=0,003$). Os efeitos aleatórios de inclinação⁵³ permanecem significantes a 5%: r_{1ij} ($z=4,02$; $p=0,000$) e u_{10j} ($z=2,02$; $p=0,026$).

Figura 21 – Teste de razão de verossimilhança (M1 e M7)

Likelihood-ratio test	LR chi2(4)	=	76.37
(Assumption: Mlml nested in M7ml)	Prob > chi2	=	0.0000

Fonte: Stata.

Segundo o teste de razão de verossimilhança⁵⁴, o modelo M7 apresenta um ajuste estatisticamente superior ($\chi^2=76,37,42$; $p=0,000$) ao ajuste do modelo de tendência linear com efeitos aleatórios de inclinação (M1).

7.4. Incorporação das variáveis explicativas de nível 3

Nesta etapa, as três variáveis explicativas de nível 3 (*yamaha*, *scooter* e *trail*) são adicionadas ao modelo M7, com coeficientes de regressão fixos.

- Nível 1 (medidas repetidas):

$$\ln P_{tij} = \pi_{0ij} + \pi_{1ij} \cdot MES_{tij} + e_{tij} \quad (7.17)$$

- Nível 2 (versão da motocicleta):

$$\pi_{0ij} = \beta_{00j} + \beta_{01j} \cdot cilindrada_{ij} + \beta_{02j} \cdot cilindrada^2_{ij} \quad (7.18a)$$

$$+ \beta_{03j} \cdot p_elet_{ij} + \beta_{04j} \cdot fd_disco_{ij} + r_{0ij}$$

$$\pi_{1ij} = \beta_{10j} + r_{1ij} \quad (7.18b)$$

⁵³ A significância estatística dos dois efeitos aleatórios de inclinação (r_{1ij} e u_{10j}) foi comprovada por testes de razão de verossimilhança, após a estimação de dois modelos alternativos (M7b e M7c).

Cf. APÊNDICE S – MODELOS ALTERNATIVOS DE M7 (REML).

⁵⁴ Para a realização do teste, M1 e M7 foram estimados por ML (*maximum likelihood*), já que os efeitos fixos dos modelos são diferentes entre si. Ambos os modelos possuem 3 componentes aleatórios de intercepto e 2 componentes aleatórios de inclinação para a variável *MES*.

- Nível 3 (modelo da motocicleta):

$$\beta_{00j} = \gamma_{000} + \gamma_{001} \cdot yamaha_j + \gamma_{002} \cdot scooter_j + \gamma_{003} \cdot trail_j + u_{00j} \quad (7.19a)$$

$$\beta_{01j} = \gamma_{010} \quad (7.19b)$$

$$\beta_{02j} = \gamma_{020} \quad (7.19c)$$

$$\beta_{03j} = \gamma_{030} \quad (7.19d)$$

$$\beta_{04j} = \gamma_{040} \quad (7.19e)$$

$$\beta_{10j} = \gamma_{100} + u_{10j} \quad (7.19f)$$

Substituindo as equações de nível 3 (7.19a - 7.19f) e de nível 2 (7.18a e 7.18b) em (7.17), obtém-se o modelo M8 em equação única:

$$\begin{aligned} \ln P_{tij} = & \gamma_{000} + \gamma_{010} \cdot cilindrada_{ij} + \gamma_{020} \cdot cilindrada_{ij}^2 + \gamma_{030} \\ & \cdot p_{elet}_{ij} + \gamma_{040} \cdot fd_{disco}_{ij} + \gamma_{001} \cdot yamaha_j \\ & + \gamma_{002} \cdot scooter_j + \gamma_{003} \cdot trail_j + \gamma_{100} \cdot MES_{tij} \\ & + r_{1ij} \cdot MES_{tij} + u_{10j} \cdot MES_{tij} + e_{tij} + r_{0ij} + u_{00j} \end{aligned} \quad (7.20)$$

Sendo que:

γ_{001} é a diferença no valor de $\ln P$ em janeiro/2015 ($MES=0$) para o modelo de motocicleta j , da marca Yamaha ($yamaha=1$);

γ_{002} é a diferença no valor de $\ln P$ em janeiro/2015 ($MES=0$) para o modelo de motocicleta j , da categoria scooter ($scooter=1$); e,

γ_{003} é a diferença no valor de $\ln P$ em janeiro/2015 ($MES=0$) para o modelo de motocicleta j , da categoria trail ($trail=1$).

Os resultados da estimação de M8 apontam a significância estatística ($p<0,10$) de todas as variáveis explicativas (de nível 2 e de nível 3).

Os três efeitos aleatórios de intercepto e os dois efeitos aleatórios de inclinação⁵⁵ permanecem estatisticamente significantes a 5% no modelo M8, segundo o teste de Wald: e_{tij}

⁵⁵ A significância estatística dos dois efeitos aleatórios de inclinação (r_{1ij} e u_{10j}) foi comprovada por testes de razão de verossimilhança, após a estimação de dois modelos alternativos (M8b e M8c). Cf. APÊNDICE T – MODELOS ALTERNATIVOS DE M8 (REML).

($z=28,79$; $p=0,000$), r_{0ij} ($z=4,04$; $p=0,000$), u_{00j} ($z=2,32$; $p=0,014$), r_{1ij} ($z=4,03$; $p=0,000$) e u_{10j} ($z=2,01$; $p=0,027$).

Figura 22 – Estimação de M8 (REML)

Log restricted-likelihood = 4314.6017		Wald chi2(8) = 360.77		Prob > chi2 = 0.0000	
lnP	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
mes	-.0015933	.0005096	-3.13	0.002	-.002592 -.0005946
cilindrada	.0069121	.0008843	7.82	0.000	.0051788 .0086454
sqcilindrada	-.0000265	7.32e-06	-3.62	0.000	-.0000408 -.0000122
p_elet	.055617	.0268345	2.07	0.038	.0030223 .1082117
fd_disco	.0961958	.0195981	4.91	0.000	.0577841 .1346074
yamaha	-.073083	.0373656	-1.96	0.050	-.1463181 .0001522
scooter	.0952801	.0507517	1.88	0.060	-.0041914 .1947516
trail	.199675	.0428018	4.67	0.000	.115785 .2835651
_cons	8.876025	.0415646	213.55	0.000	8.79456 8.95749
Random-effects Parameters		Estimate	Std. Err.	[95% Conf. Interval]	
MOD: Independent					
	var(mes)	3.45e-06	1.72e-06	1.30e-06	9.15e-06
	var(_cons)	.0054978	.0023716	.0023605	.0128049
VER: Independent					
	var(mes)	4.75e-06	1.18e-06	2.92e-06	7.73e-06
	var(_cons)	.0028616	.0007077	.0017624	.0046463
	var(Residual)	.000334	.0000116	.0003121	.0003575
LR test vs. linear regression:		chi2(4) = 4779.36		Prob > chi2 = 0.0000	

Fonte: Stata.

Segundo o teste de razão de verossimilhança⁵⁶, o modelo M8 apresenta um ajuste estatisticamente superior ($\chi^2=22,72$; $p=0,000$) ao ajuste do modelo M7.

Figura 23 – Teste de razão de verossimilhança (M7 e M8)

Likelihood-ratio test	LR chi2(3) = 22.72
(Assumption: M7ml nested in M8ml)	Prob > chi2 = 0.0000

Fonte: Stata.

⁵⁶ Para a realização do teste, M7 e M8 foram estimados por ML (*maximum likelihood*), já que os efeitos fixos dos modelos são diferentes entre si. Ambos os modelos possuem 3 componentes aleatórios de intercepto e 2 componentes aleatórios de inclinação para a variável MES.

7.5. Incorporação de interações (*MES*)

A partir do modelo M8, são adicionadas todas as interações possíveis entre a variável explicativa de nível 1 (*MES*) e as variáveis explicativas de nível 2 e de nível 3, criando o modelo M9:

- Nível 1 (medidas repetidas):

$$\ln P_{tij} = \pi_{0ij} + \pi_{1ij} \cdot MES_{tij} + e_{tij} \quad (7.21)$$

- Nível 2 (versão da motocicleta):

$$\pi_{0ij} = \beta_{00j} + \beta_{01j} \cdot cilindrada_{ij} + \beta_{02j} \cdot cilindrada^2_{ij} \quad (7.22a)$$

$$+ \beta_{03j} \cdot p_{elet}_{ij} + \beta_{04j} \cdot fd_{disco}_{ij} + r_{0ij}$$

$$\pi_{1ij} = \beta_{10j} + \beta_{11j} \cdot cilindrada_{ij} + \beta_{12j} \cdot cilindrada^2_{ij} \quad (7.22b)$$

$$+ \beta_{13j} \cdot p_{elet}_{ij} + \beta_{14j} \cdot i_{elet}_{ij} + \beta_{15j}$$

$$\cdot flex_{ij} + \beta_{16j} \cdot r_{liq}_{ij} + \beta_{17j} \cdot c_{auto}_{ij}$$

$$+ \beta_{18j} \cdot fd_{disco}_{ij} + \beta_{19j} \cdot ft_{disco}_{ij} + r_{1ij}$$

- Nível 3 (modelo da motocicleta):

$$\beta_{00j} = \gamma_{000} + \gamma_{001} \cdot yamaha_j + \gamma_{002} \cdot scooter_j \quad (7.23a)$$

$$+ \gamma_{003} \cdot trail_j + u_{00j}$$

$$\beta_{01j} = \gamma_{010} \quad (7.23b)$$

$$\beta_{02j} = \gamma_{020} \quad (7.23c)$$

$$\beta_{03j} = \gamma_{030} \quad (7.23d)$$

$$\beta_{04j} = \gamma_{040} \quad (7.23e)$$

$$\beta_{10j} = \gamma_{100} + \gamma_{101} \cdot yamaha_j + \gamma_{102} \cdot scooter_j \quad (7.23f)$$

$$+ \gamma_{103} \cdot trail_j + u_{10j}$$

$$\beta_{11j} = \gamma_{110} \quad (7.23g)$$

$$\beta_{12j} = \gamma_{120} \quad (7.23h)$$

$$\beta_{13j} = \gamma_{130} \quad (7.23i)$$

$$\beta_{14j} = \gamma_{140} \quad (7.23j)$$

$$\beta_{15j} = \gamma_{150} \quad (7.23k)$$

$$\beta_{16j} = \gamma_{160} \quad (7.23l)$$

$$\beta_{17j} = \gamma_{170} \quad (7.23m)$$

$$\beta_{18j} = \gamma_{180} \quad (7.23n)$$

$$\beta_{19j} = \gamma_{190} \quad (7.23o)$$

Substituindo as equações de nível 3 (7.23a - 7.23o) e de nível 2 (7.22a e 7.22b) em (7.21), obtém-se o modelo M9 em equação única:

$$\begin{aligned} \ln P_{tij} = & \gamma_{000} + \gamma_{010} \cdot \text{cilindrada}_{ij} + \gamma_{020} \cdot \text{cilindrada}_{ij}^2 + \gamma_{030} \\ & \cdot p_elet_{ij} + \gamma_{040} \cdot fd_disco_{ij} + \gamma_{001} \cdot yamaha_j + \gamma_{002} \\ & \cdot scooter_j + \gamma_{003} \cdot trail_j + \gamma_{100} \cdot MES_{tij} + \gamma_{101} \cdot MES_{tij} \\ & \cdot yamaha_j + \gamma_{102} \cdot MES_{tij} \cdot scooter_j + \gamma_{103} \cdot MES_{tij} \\ & \cdot trail_j + \gamma_{110} \cdot MES_{tij} \cdot \text{cilindrada}_{ij} + \gamma_{120} \cdot MES_{tij} \\ & \cdot \text{cilindrada}_{ij}^2 + \gamma_{130} \cdot MES_{tij} \cdot p_elet_{ij} + \gamma_{140} \cdot MES_{tij} \\ & \cdot i_elet_{ij} + \gamma_{150} \cdot MES_{tij} \cdot flex_{ij} + \gamma_{160} \cdot MES_{tij} \cdot r_liq_{ij} \\ & + \gamma_{170} \cdot MES_{tij} \cdot c_auto_{ij} + \gamma_{180} \cdot MES_{tij} \cdot fd_disco_{ij} \\ & + \gamma_{190} \cdot MES_{tij} \cdot ft_disco_{ij} + r_{1ij} \cdot MES_{tij} + u_{10j} \\ & \cdot MES_{tij} + r_{0ij} + u_{00j} + e_{tij} \end{aligned} \quad (7.24)$$

Figura 24 – Estimação de M9 (REML)

Log restricted-likelihood = 4248.9383		Wald chi2(20) = 404.69		Prob > chi2 = 0.0000	
lnP	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
mes	-.006598	.0016354	-4.03	0.000	-.0098033 -.0033927
cilindrada	.0069164	.0008789	7.87	0.000	.0051938 .0086391
sqcilindrada	-.0000265	7.27e-06	-3.64	0.000	-.0000408 -.0000123
p_elet	.0571321	.0264801	2.16	0.031	.005232 .1090322
fd_disco	.0948238	.0193231	4.91	0.000	.0569512 .1326964
yamaha	-.0746639	.0372235	-2.01	0.045	-.1476206 -.0017072
scooter	.0956662	.0505513	1.89	0.058	-.0034125 .1947448
trail	.1984334	.0426445	4.65	0.000	.1148519 .282015
MES_cilindrada	-.0000363	.0000384	-0.94	0.345	-.0001115 .000039
MES_sqcilindrada	1.90e-07	2.81e-07	0.68	0.499	-3.60e-07 7.40e-07
MES_p_elet	-.0005545	.0009418	-0.59	0.556	-.0024004 .0012914
MES_i_elet	.0058892	.0010858	5.42	0.000	.0037611 .0080173
MES_flex	-.0014474	.0011741	-1.23	0.218	-.0037486 .0008538
MES_r_liq	.0038666	.0034993	1.10	0.269	-.0029919 .0107251
MES_c_auto	-.0038338	.003282	-1.17	0.243	-.0102664 .0025988
MES_ft_disco	.001872	.0015782	1.19	0.236	-.0012211 .0049652
MES_fd_disco	.0005655	.0007309	0.77	0.439	-.0008671 .001998
MES_yamaha	.0023006	.0011116	2.07	0.038	.0001218 .0044793
MES_scooter	-6.06e-06	.002079	-0.00	0.998	-.0040808 .0040686
MES_trail	-.0001327	.0012416	-0.11	0.915	-.0025662 .0023009
_cons	8.876073	.0413202	214.81	0.000	8.795087 8.957059
Random-effects Parameters					
MOD: Independent		Estimate	Std. Err.	[95% Conf. Interval]	
var(mes)		4.32e-06	2.38e-06	1.47e-06	.0000127
var(_cons)		.0054911	.0023548	.0023693	.012726
VER: Independent		Estimate	Std. Err.	[95% Conf. Interval]	
var(mes)		2.61e-06	8.09e-07	1.42e-06	4.79e-06
var(_cons)		.0027776	.000681	.0017179	.0044912
var(Residual)		.000334	.0000115	.0003121	.0003574
LR test vs. linear regression:		chi2(4) = 4279.95	Prob > chi2 = 0.0000		

Fonte: Stata.

A partir dos p-valores reportados em M9, as interações não-significantes ($p > 0,10$) foram eliminadas, segundo um procedimento *backward* (com a remoção de uma interação em cada novo modelo estimado⁵⁷):

⁵⁷ Cf. APÊNDICE U – INCORPORAÇÃO DAS INTERAÇÕES (BACKWARD).

- no modelo M10, foi removida a interação *MES_scooter* ($p=0,998$);
- no modelo M11, foi removida a interação *MES_trail* ($p=0,912$);
- no modelo M12, foi removida a interação *MES_p_elet* ($p=0,520$);
- no modelo M13, foi removida a interação *MES_fd_disco* ($p=0,537$);
- no modelo M14, foi removida a interação *MES_sqcilindrada* ($p=0,269$);
- no modelo M15, foi removida a interação *MES_r_liq* ($p=0,314$);
- no modelo M16, foi removida a interação *MES_c_auto* ($p=0,515$);
- no modelo M17, foi removida a interação *MES_cilindrada* ($p=0,255$); e,
- no modelo M18, foi removida a interação *MES_ft_disco* ($p=0,418$).

O modelo M18 possui três interações estatisticamente significantes ($p<0,10$): *MES_i_elet*, *MES_flex* e *MES_yamaha*.

- Nível 1 (medidas repetidas):

$$\ln P_{tij} = \pi_{0ij} + \pi_{1ij} \cdot MES_{tij} + e_{tij} \quad (7.25)$$

- Nível 2 (versão da motocicleta):

$$\pi_{0ij} = \beta_{00j} + \beta_{01j} \cdot cilindrada_{ij} + \beta_{02j} \cdot cilindrada_{ij}^2 \quad (7.26a)$$

$$+ \beta_{03j} \cdot p_elet_{ij} + \beta_{04j} \cdot fd_disco_{ij} + r_{0ij}$$

$$\pi_{1ij} = \beta_{10j} + \beta_{11j} \cdot i_elet_{ij} + \beta_{12j} \cdot flex_{ij} + r_{1ij} \quad (7.26b)$$

- Nível 3 (modelo da motocicleta):

$$\beta_{00j} = \gamma_{000} + \gamma_{001} \cdot yamaha_j + \gamma_{002} \cdot scooter_j + \gamma_{003} \cdot trail_j \quad (7.27a)$$

$$+ u_{00j}$$

$$\beta_{01j} = \gamma_{010} \quad (7.27b)$$

$$\beta_{02j} = \gamma_{020} \quad (7.27c)$$

$$\beta_{03j} = \gamma_{030} \quad (7.27d)$$

$$\beta_{04j} = \gamma_{040} \quad (7.27e)$$

$$\beta_{10j} = \gamma_{100} + \gamma_{101} \cdot yamaha_j + u_{10j} \quad (7.27f)$$

$$\beta_{11j} = \gamma_{110} \quad (7.27g)$$

$$\beta_{12j} = \gamma_{120} \quad (7.27h)$$

Substituindo as equações de nível 3 (7.27a - 7.27h) e de nível 2 (7.26a e 7.26b) em (7.25), obtém-se o modelo M18 em equação única:

$$\begin{aligned} \ln P_{tij} = & \gamma_{000} + \gamma_{010} \cdot \text{cilindrada}_{ij} + \gamma_{020} \cdot \text{cilindrada}_{ij}^2 + \gamma_{030} \\ & \cdot p_elet_{ij} + \gamma_{040} \cdot fd_disco_{ij} + \gamma_{001} \cdot yamaha_j + \gamma_{002} \\ & \cdot scooter_j + \gamma_{003} \cdot trail_j + \gamma_{100} \cdot MES_{tij} + \gamma_{101} \cdot MES_{tij} \\ & \cdot yamaha_j + \gamma_{110} \cdot MES_{tij} \cdot i_elet_{ij} + \gamma_{120} \cdot MES_{tij} \\ & \cdot flex_{ij} + r_{1ij} \cdot MES_{tij} + u_{10j} \cdot MES_{tij} + r_{0ij} + u_{00j} + e_{tij} \end{aligned} \quad (7.28)$$

Sendo que:

γ_{101} é a diferença na taxa de variação mensal de $\ln P$ para o modelo de motocicleta j , da marca Yamaha ($yamaha=1$);

γ_{110} é a diferença na taxa de variação mensal de $\ln P$ para a versão da motocicleta ij , com injeção eletrônica ($i_elet=1$); e,

γ_{120} é a diferença na taxa de variação mensal de $\ln P$ para a versão da motocicleta ij , com motor bicomcombustível ($flex=1$).

Portanto, em M18, a taxa de variação mensal de $\ln P$ para cada motocicleta ij varia segundo a sua marca (Honda ou Yamaha), o seu sistema de alimentação (carburador ou injeção eletrônica) e o tipo de combustível admitido pelo seu motor (gasolina ou flex).

Figura 25 – Estimação de M18 (REML)

Log restricted-likelihood = 4311.1104		Wald chi2(11) = 405.90		Prob > chi2 = 0.0000	
lnP	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
mes	-.0055747	.0008491	-6.57	0.000	-.0072389 -.0039104
cilindrada	.006912	.0008784	7.87	0.000	.0051903 .0086336
sqcilindrada	-.0000265	7.27e-06	-3.64	0.000	-.0000407 -.0000122
p_elet	.0559277	.026483	2.11	0.035	.0040219 .1078335
fd_disco	.0958645	.0193288	4.96	0.000	.0579807 .1337482
yamaha	-.0747848	.0371913	-2.01	0.044	-.1476784 -.0018913
scooter	.095246	.0505016	1.89	0.059	-.0037353 .1942273
trail	.1985269	.0426006	4.66	0.000	.1150313 .2820225
MES_i_elet	.0051898	.0009165	5.66	0.000	.0033935 .006986
MES_flex	-.0014189	.0007747	-1.83	0.067	-.0029372 .0000994
MES_yamaha	.0019684	.0008706	2.26	0.024	.000262 .0036747
_cons	8.876483	.0412947	214.95	0.000	8.795547 8.957419
Random-effects Parameters		Estimate	Std. Err.	[95% Conf. Interval]	
MOD: Independent					
	var(mes)	2.60e-06	1.40e-06	9.06e-07	7.44e-06
	var(_cons)	.0054758	.0023501	.0023612	.0126987
VER: Independent					
	var(mes)	2.69e-06	7.45e-07	1.57e-06	4.63e-06
	var(_cons)	.0027872	.0006829	.0017242	.0045054
	var(Residual)	.0003342	.0000116	.0003123	.0003576
LR test vs. linear regression:		chi2(4) = 4569.56	Prob > chi2 = 0.0000		

Fonte: Stata.

Os três efeitos aleatórios de intercepto e os dois efeitos aleatórios de inclinação⁵⁸ permanecem estatisticamente significantes a 5% no modelo M18, segundo o teste de Wald: e_{tij} ($z=28,81$; $p=0,000$), r_{0ij} ($z=4,08$; $p=0,000$), u_{00j} ($z=2,33$; $p=0,013$), r_{1ij} ($z=3,61$; $p=0,000$) e u_{10j} ($z=1,86$; $p=0,036$).

⁵⁸ A significância estatística dos dois efeitos aleatórios de inclinação (r_{1ij} e u_{10j}) foi comprovada por testes de razão de verossimilhança, após a estimação de dois modelos alternativos (M18b e M18c). Cf. APÊNDICE V – MODELOS ALTERNATIVOS DE M18 (REML).

Figura 26 – Teste de razão de verossimilhança (M8 e M18)

Likelihood-ratio test	LR chi2(3) =	30.91
(Assumption: M8ml nested in M18ml)	Prob > chi2 =	0.0000

Fonte: Stata.

Segundo o teste de razão de verossimilhança⁵⁹, o modelo M18 apresenta um ajuste estatisticamente superior ($\chi^2=30,91$; $p=0,000$) ao ajuste do modelo M8.

7.6. Estimação da estrutura de covariância

Nos 19 modelos de regressão multinível (M0 a M18) estimados nas seções 7.1 a 7.5, as covariâncias são nulas, já que o padrão do comando *xtmixed* no Stata é *independent*, “uma estrutura de covariância que permite variâncias distintas para cada efeito aleatório em uma equação de efeitos aleatórios e presume que todas as covariâncias são zero”⁶⁰. O modelo M19, que possui a mesma especificação que o modelo M18, foi estimado com uma estrutura de covariância do tipo *unstructured*, que estima distintamente todas as variâncias e covariâncias, permitindo que os efeitos aleatórios de cada nível sejam correlacionados (HAIR JR.; FÁVERO, 2019).

Os três efeitos aleatórios de intercepto e os dois efeitos aleatórios de inclinação permanecem estatisticamente significantes a 5% no modelo M19, segundo o teste de Wald: e_{tij} ($z=28,81$; $p=0,000$), r_{0ij} ($z=4,05$; $p=0,000$), u_{00j} ($z=2,40$; $p=0,011$), r_{1ij} ($z=3,66$; $p=0,000$) e u_{10j} ($z=1,84$; $p=0,037$).

A covariância $\tau_{\pi 01}$ não é estatisticamente significativa ($z=-0,49$; $p=0,177$), portanto, não é possível rejeitar a hipótese nula de que a covariância entre o efeito aleatório de intercepto de nível 2 (r_{0ij}) e o efeito aleatório de inclinação de nível 2 (r_{1ij}) é igual a zero.

$$\tau_{\pi 01} = cov(r_{0ij}, r_{1ij}) = 0,000008$$

Por sua vez, a covariância entre u_{00j} e u_{10j} ($\tau_{\beta 01}$) é estatisticamente significativa a 5% ($z=-1,94$; $p=0,030$). Assim, é possível rejeitar a hipótese nula de que covariância entre os efeitos aleatórios de nível 3 é igual a zero.

$$\tau_{\beta 01} = cov(u_{00j}, u_{10j}) = 0,0000796$$

⁵⁹ Para a realização do teste, M8 e M18 foram estimados por REML, já que os efeitos fixos dos modelos são iguais.

⁶⁰ https://www.stata.com/bookstore/pdf/xt_xtmixed.pdf

Figura 27 – Estimação de M19 (REML)

Log restricted-likelihood = 4314.25				Wald chi2(11)	=	575.73
				Prob > chi2	=	0.0000
lnP	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
mes	-.0053061	.0008073	-6.57	0.000	-.0068883	-.0037239
cilindrada	.0068822	.0007932	8.68	0.000	.0053276	.0084368
sqcilindrada	-.0000251	6.44e-06	-3.90	0.000	-.0000378	-.0000125
p_elet	.0515406	.0261583	1.97	0.049	.0002712	.10281
fd_disco	.0974166	.0192242	5.07	0.000	.0597379	.1350954
yamaha	-.0717563	.0364787	-1.97	0.049	-.1432533	-.0002594
scooter	.1089836	.0429431	2.54	0.011	.0248165	.1931506
trail	.1991468	.0351623	5.66	0.000	.13023	.2680636
MES_i_elet	.0050622	.0008854	5.72	0.000	.0033267	.0067976
MES_flex	-.0016827	.0007475	-2.25	0.024	-.0031477	-.0002176
MES_yamaha	.0019748	.0008441	2.34	0.019	.0003204	.0036292
_cons	8.870583	.0377239	235.15	0.000	8.796646	8.944521
Random-effects Parameters		Estimate	Std. Err.	[95% Conf. Interval]		
MOD: Unstructured						
	var(mes)	2.35e-06	1.28e-06	8.05e-07	6.85e-06	
	var(_cons)	.0053457	.0022274	.0023623	.0120971	
	cov(mes,_cons)	-.0000796	.000041	-.00016	8.29e-07	
VER: Unstructured						
	var(mes)	2.79e-06	7.63e-07	1.64e-06	4.77e-06	
	var(_cons)	.0028153	.0006946	.0017358	.004566	
	cov(mes,_cons)	-8.02e-06	.0000164	-.0000401	.000024	
	var(Residual)	.0003342	.0000116	.0003123	.0003576	
LR test vs. linear regression: chi2(6) = 4575.84 Prob > chi2 = 0.0000						

Fonte: Stata.

Segundo o teste de razão de verossimilhança⁶¹, o modelo M19 (com dois parâmetros de covariância, no nível 2 e no nível 3) apresenta um ajuste estatisticamente superior ($\chi^2=6,28$; $p=0,02165$) ao ajuste do modelo M18 (componentes aleatórios independentes). Portanto, a estrutura as matrizes de variância-covariância podem ser consideradas, de fato, *unstructured*, com componentes aleatórios correlacionados em cada nível.

⁶¹ Modelos estimados por REML, já que os efeitos fixos são iguais.

Figura 28 – Teste de razão de verossimilhança (M18 e M19)

Likelihood-ratio test	LR chi2(2)	=	6.28
(Assumption: M18 nested in M19)	Prob > chi2	=	0.0433

Fonte: Stata.

- Matriz de variância-covariância do nível 2 (versão de motocicleta):

$$var \begin{bmatrix} r_{0ij} \\ r_{1ij} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,0028153 & -0,000008 \\ -0,000008 & 0.00000279 \end{bmatrix}$$

- Matriz de variância-covariância do nível 3 (modelo de motocicleta):

$$var \begin{bmatrix} u_{00j} \\ u_{10j} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.0053457 & -0.0000796 \\ -0.0000796 & 0.0000024 \end{bmatrix}$$

No capítulo 8, o modelo M19 é denominado ‘modelo final’ e seus coeficientes de regressão serão interpretados na seção 8.3, a fim de verificar as hipóteses de pesquisa 7 a 16.

8. DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

No capítulo 7, foram estimados modelos semilogarítmicos (ou modelos log-nível), com a variável dependente $\ln P_{tij}$ no submodelo de nível 1. Portanto, os coeficientes das variáveis explicativas são interpretados como mudanças percentuais (semielasticidades) do preço real no varejo das motocicletas ij em t .

No caso da variável explicativa MES , o coeficiente estimado, multiplicado por 100, é a porcentagem aproximada de mudança mensal no preço real da motocicleta. A taxa de variação exata do preço real da motocicleta ij (WOOLDRIDGE, 2016, p. 205) é dada por:

$$\% \Delta r \widehat{preço} = 100 \cdot [\exp(\hat{\gamma}_{00k} \cdot \Delta MES_{tij}) - 1]$$

A variável explicativa *cilindrada* (nível 2) é incorporada aos modelos como uma função quadrática. Sendo γ_{110} o coeficiente de *cilindrada*, e γ_{120} o coeficiente de *cilindrada*², o efeito desta variável sobre o preço real da motocicleta ij é dado por (WOOLDRIDGE, 2016, p. 211):

$$\% \Delta r \widehat{preço} = 100 \cdot [\widehat{\gamma}_{110} + (2 \cdot \widehat{\gamma}_{120} \cdot \textit{cilindrada})] \cdot \Delta \textit{cilindrada}$$

Os coeficientes de regressão das variáveis binárias representam a diferença percentual nos preços reais de duas motocicletas: quando $X_{ij} = 1$ versus $X_{ij} = 0$, mantendo-se todos os outros fatores fixos. Para a interpretação, é recomendado o cálculo da diferença percentual exata (WOOLDRIDGE, 2016, p. 255):

$$100 \cdot [\exp(\hat{\gamma}_{klo}) - 1]$$

Os resultados das estimações dos modelos propostos ao longo do capítulo 7 são apresentados em três partes. A seção 8.1 discute os resultados da estimação do modelo de tendência linear sem efeitos aleatórios de inclinação (M0), que comprovam as hipóteses de pesquisa 1, 2, 3 e 4. Em 8.2, os resultados da estimação do modelo de tendência linear com efeitos aleatórios de inclinação (M1) atestam as hipóteses de pesquisa 5 e 6.

As demais hipóteses de pesquisa (7 a 16) são verificadas na seção 8.3, que examina os resultados da estimação do modelo final (M19).

8.1. Modelo de tendência linear sem efeitos aleatórios de inclinação (M0)

O intercepto estimado pelo modelo de tendência linear sem efeitos aleatórios de inclinação (9,076) representa o valor esperado (*grand mean*) de $\ln P$ para a motocicleta ij em janeiro de 2015 ($MES = 0$). Os três componentes aleatórios de intercepto (e_{tij} , r_{0ij} e u_{00j}), estatisticamente significantes⁶² a 1% segundo o teste de Wald, permitem a estimação de interceptos específicos para cada motocicleta ij da base de dados.

Figura 29 – Estimação de M0 (REML)

$\ln P$	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
mes	-.0007852	.0000722	-10.87	0.000	-.0009268	-.0006437
_cons	9.076178	.0699518	129.75	0.000	8.939074	9.213281
Random-effects Parameters		Estimate	Std. Err.	[95% Conf. Interval]		
MOD: Identity						
	var(_cons)	.1091043	.0341561	.0590698	.2015201	
VER: Identity						
	var(_cons)	.0058506	.0013577	.0037125	.0092201	
	var(Residual)	.0009594	.0000326	.0008976	.0010253	

Fonte: Stata.

A significância estatística do componente aleatório de intercepto de nível 1 (e_{tij}) permite afirmar que “há variabilidade significativa no preço ao longo do tempo”, como propõe a Hipótese 1. A significância estatística do efeito aleatório de intercepto de nível 2 (r_{0ij}) indica que “há variabilidade significativa no preço, ao longo do tempo, entre as diferentes versões de motocicletas de um mesmo modelo de motocicleta”, como sugere a Hipótese 2. A significância do efeito aleatório de intercepto de nível 3 (u_{00j}) revela que “há variabilidade significativa no preço, ao longo do tempo, entre modelos de motocicletas diferentes”, como proposto pela Hipótese 3.

⁶² Cf. APÊNDICE P – MODELOS ALTERNATIVOS DE M0 (REML).

Gráfico 29 – Valores estimados (BLUPs) de r_{0ij} e u_{00j} (M0)

Fonte: Stata.

As variâncias dos componentes aleatórios de intercepto são:

$$\text{Var}(e_{tij}) = \sigma^2 = 0,000959$$

$$\text{Var}(r_{0ij}) = \tau_{\pi 00} = 0,005851$$

$$\text{Var}(u_{00j}) = \tau_{\beta 00} = 0,109104$$

A partir dos valores de σ^2 , $\tau_{\pi 00}$ e $\tau_{\beta 00}$, é possível calcular a proporção da variância total de $\ln P$ alocada em cada nível (correlação intraclasse):

$$\tau_{\pi 00} / (\sigma^2 + \tau_{\pi 00} + \tau_{\beta 00}) = 0,94125$$

$$\tau_{\beta 00} / (\sigma^2 + \tau_{\pi 00} + \tau_{\beta 00}) = 0,05047$$

O nível 3 concentra 94,12% da variância do parâmetro aleatório de intercepto no modelo de tendência linear sem efeitos aleatórios de inclinação. Portanto, para a base de dados deste estudo, as diferenças entre os modelos de motocicletas j são a principal fonte de variância

em $\ln P$. Cerca de 5% da variância do intercepto deve-se às diferenças entre versões de motocicletas ij “dentro” de um modelo de motocicleta (nível 2).

O coeficiente da variável MES , que representa a taxa de variação mensal de $\ln P$, é estatisticamente significativo ($p = 0.000$) e tem sinal negativo ($-0,0007852$). Portanto, no modelo de tendência linear sem efeitos aleatórios de inclinação ($M0$), espera-se uma redução de aproximadamente 0,08% no preço real da motocicleta ij a cada mês, *ceteris paribus*. Assim, é possível afirmar que, de fato, “o preço segue uma tendência linear ao longo do tempo”, como propõe a Hipótese 4.

Dessa forma, no modelo de tendência linear sem efeitos aleatórios de inclinação ($M0$), são estimados interceptos específicos para cada motocicleta ij e uma inclinação comum a todas as motocicletas ij da base de dados. As diferenças no ponto de partida das trajetórias de $\ln P$ para cada motocicleta ij são evidenciadas no gráfico X, criado a partir de valores previstos de $\ln P$ para uma seleção de 8 versões de motocicletas da base de dados (6 modelos de motocicletas):

Gráfico 30 – Representação gráfica de $M0$

Fonte: elaborado pela autora. Honda NXR 125 Bros KS e Honda NXR 125 Bros ES (VER=3 e VER=4); Honda Pop 100 (VER=8); Honda CB 300R (VER=13); Honda CB 250F Twister (VER=31); Yamaha Ténéré XTZ 250 (VER=47); Yamaha Fazer 150 ED e Yamaha Fazer 150 SED (VER=50 e VER=51).

8.2. Modelo de tendência linear com efeitos aleatórios de inclinação (M1)

O intercepto estimado por M1 (9,076) representa o valor esperado (*grand mean*) de $\ln P$ para a motocicleta ij em janeiro de 2015 ($MES = 0$). Os três componentes aleatórios de intercepto (e_{tij} , r_{0ij} e u_{00j}), estatisticamente significantes a 1% segundo o teste de Wald, permitem a estimação de interceptos específicos para cada motocicleta ij da base de dados.

Figura 30 – Estimação de M1 (REML)

$\ln P$	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
mes	-.0015994	.0005146	-3.11	0.002	-.0026081	-.0005908
_cons	9.075552	.0690537	131.43	0.000	8.940209	9.210894
Random-effects Parameters		Estimate	Std. Err.	[95% Conf. Interval]		
MOD: Independent						
	var(mes)	3.52e-06	1.75e-06	1.32e-06	9.34e-06	
	var(_cons)	.1059428	.0333558	.0571575	.1963675	
VER: Independent						
	var(mes)	4.83e-06	1.20e-06	2.96e-06	7.87e-06	
	var(_cons)	.0062988	.001504	.0039446	.0100578	
	var(Residual)	.0003339	.0000115	.000312	.0003573	

Fonte: Stata.

O coeficiente da variável MES , que representa a taxa média de variação mensal de $\ln P$, é estatisticamente significativo ($p = 0.000$) e tem sinal negativo (-0,0015994). Portanto, no modelo de tendência linear com efeitos aleatórios de inclinação (M1), espera-se, em média, uma redução de aproximadamente 0,16% no preço real da motocicleta ij a cada mês, *ceteris paribus*.

Os dois componentes aleatórios de inclinação (r_{1ij} e u_{10j}), estatisticamente significantes⁶³ a 1% segundo o teste de Wald, permitem a estimação de taxas de variação mensal de $\ln P$ específicas para cada motocicleta ij da base de dados. Portanto, “há variabilidade significativa na tendência linear do preço entre as diferentes versões de motocicletas de um mesmo modelo de motocicleta”, como proposto pela Hipótese 5, e “há variabilidade

⁶³ Cf. APÊNDICE Q – MODELOS ALTERNATIVOS DE M1 (REML).

significativa na tendência linear do preço entre modelos de motocicletas diferentes", como proposto pela Hipótese 6.

Gráfico 31 – Valores estimados (BLUPs) de r_{1ij} e u_{10j} (M1)

Fonte: Stata.

As variâncias dos componentes aleatórios de inclinação de *MES* são:

$$\text{Var}(r_{1ij}) = \tau_{\pi 11} = 0,0000048$$

$$\text{Var}(u_{10j}) = \tau_{\beta 11} = 0,0000035$$

$$\tau_{\pi 01} = \text{cov}(r_{0ij}, r_{1ij}) = 0$$

$$\tau_{\beta 01} = \text{cov}(u_{00j}, u_{10j}) = 0$$

Tabela 6 – Distribuição da variância (M0 e M1)

Nível	M0	M1
Nível 1 (σ^2)	0,0009594	0,0003339
Nível 2 ($\tau_{\pi 00} + \tau_{\pi 11} + \tau_{\pi 01}$)	0,0058506	0,00630363
Nível 3 ($\tau_{\beta 00} + \tau_{\beta 11} + \tau_{\beta 01}$)	0,1091043	0,10594632
Total	0,1159143	0,11258385

Fonte: elaborado pela autora.

Dessa forma, no modelo de tendência linear com efeitos aleatórios de inclinação (M1), são estimados tanto interceptos específicos quanto inclinações específicas para cada motocicleta ij da base de dados. Estas diferenças são evidenciadas no gráfico da Figura X, criado a partir de valores previstos de $\ln P$ para uma seleção de 8 versões de motocicletas da base de dados (6 modelos de motocicletas):

Gráfico 32 – Representação gráfica de M1

Fonte: elaborado pela autora. Honda NXR 125 Bros KS e Honda NXR 125 Bros ES (VER=3 e VER=4); Honda Pop 100 (VER=8); Honda CB 300R (VER=13); Honda CB 250F Twister (VER=31); Yamaha Ténéré XTZ 250 (VER=47); Yamaha Fazer 150 ED e Yamaha Fazer 150 SED (VER=50 e VER=51).

8.3. Modelo final (M19)

O modelo final (M19), estimado no capítulo 7.6, contém variáveis explicativas de nível 2, variáveis explicativas de nível 3, interações com a variável *MES* e efeitos aleatórios de intercepto e de inclinação (indicados por parênteses na equação 8.1):

$$\begin{aligned}
 \ln P_{tij} = & \gamma_{000} + \gamma_{010} \cdot \text{cilindrada}_{ij} + \gamma_{020} \cdot \\
 & \text{cilindrada}^2_{ij} + \gamma_{030} \cdot p_elet_{ij} + \gamma_{040} \cdot \\
 & fd_disco_{ij} + \gamma_{001} \cdot yamaha_j + \gamma_{002} \cdot \\
 & scooter_j + \gamma_{003} \cdot trail_j + (r_{0ij} + u_{00j}) \\
 & + \gamma_{100} \cdot MES_{tij} + \gamma_{101} \cdot MES_{tij} \cdot yamaha_j + \\
 & \gamma_{110} \cdot MES_{tij} \cdot i_elet_{ij} + \gamma_{120} \cdot MES_{tij} \cdot \\
 & flex_{ij} + (r_{1ij} \cdot MES_{tij} + u_{10j} \cdot MES_{tij}) \\
 & + e_{tij}
 \end{aligned}
 \quad \left. \begin{array}{l} \text{intercepto} \\ \text{com efeitos} \\ \text{aleatórios} \end{array} \right\} \quad (8.1)$$

Na seção 8.3.1, são discutidos os coeficientes do intercepto, com foco na avaliação das hipóteses de pesquisa 6 a 15. A seção 8.3.2 trata dos resultados dos coeficientes de inclinação. A seção 8.3.3 compara os modelos de tendência linear (M0 e M1) com o modelo final, a fim de revelar a proporção de variância explicada pelo estudo.

8.3.1. Intercepto

No modelo final, o valor esperado de $\ln P$ em janeiro/2015 para a motocicleta representada pelo intercepto γ_{000} (da marca Honda, da categoria *city*, que possui 149 cilindradas, partida a pedal e freios dianteiros a tambor) é 8,8706.

Os três efeitos aleatórios de intercepto são estatisticamente significantes a 5%, segundo o teste de Wald:

$$z(e_{tij}) = 0,0003342 / 0,0000116 = 28,81 \text{ (p=0,000);}$$

$$z(r_{0ij}) = 0,0028153 / 0,0006946 = 4,05 \text{ (p=0,000);}$$

$$z(u_{00j}) = 0,0053457 / 0,0022274 = 2,40 \text{ (p=0,011).}$$

Figura 31 – Variáveis do submodelo de nível 2

Variable	ModFinal
cilindrada	.00688217 0.0000
sqcilindrada	-.00002514 0.0001
p_elet	.05154058 0.0488
fd_disco	.09741663 0.0000
legend: b/p	

Fonte: Stata.

A função quadrática de *cilindrada* tem um formato parabólico, que evidencia o retorno marginal decrescente de *cilindrada* sobre o preço real da motocicleta *ij*, já que γ_{010} é positivo (0,0069; $p=0,000$) e γ_{020} é negativo (-0.00003; $p=0,0001$). O ponto crítico⁶⁴ desta função é 137,1 – portanto, o efeito de *cilindrada* sobre o preço real da motocicleta seria negativo para apenas 4 versões de motocicletas, que apresentam valores de *cilindrada* iguais a 142,6⁶⁵. Para as demais 57 versões de motocicletas na base de dados, o efeito de *cilindrada* sobre o preço real da motocicleta é positivo.

No valor mínimo de *cilindrada* (-51,9), a semielasticidade de *cilindrada* sobre o preço real da motocicleta é 0,95%; na média de *cilindrada* (7,103), o efeito é 0,653%; e, no valor máximo de *cilindrada* (142,6), o efeito é -0,028%.

O efeito fixo de *p_elet* ($\gamma_{030}=0,0515$; $p=0,049$) revela uma diferença estatisticamente significativa entre os preços implícitos dos dois sistemas de partida. De fato, como propõe a Hipótese 8, “o preço implícito do sistema de partida elétrica é superior ao preço implícito do sistema de partida a pedal”. Para duas motocicletas semelhantes, cuja única diferença é o sistema de partida, o preço esperado da motocicleta com partida elétrica é 5,29% maior que o preço esperado da motocicleta com partida a pedal.

O efeito fixo de *fd_disco* ($\gamma_{040}=0,0974$; $p=0,000$) revela uma diferença estatisticamente significativa entre os preços implícitos dos tipos de freio dianteiro. Como

⁶⁴ No ponto crítico desta função quadrática (137,1), o efeito de *cilindrada* sobre o preço real da motocicleta *ij* é zero. Nenhuma versão de motocicleta da base de dados do estudo apresenta tal valor para *cilindrada*.

⁶⁵ A variável *cilindrada* está centrada na mediana das 61 versões de motocicletas da base dedados. Assim, o valor de 142,6 representa 291,6 cm³.

sugere a Hipótese 14, “o preço implícito do freio dianteiro a disco é superior ao preço implícito do freio dianteiro a tambor”. Para duas motocicletas semelhantes, cuja única diferença é o tipo de freio dianteiro, o preço esperado da motocicleta com freio dianteiro a disco é 10,23% maior que o preço esperado da motocicleta com freio dianteiro a tambor.

As variáveis explicativas (*i_elet*, *flex*, *r_liq*, *c_auto* e *ft_disco*) não apresentaram significância estatística na estimação do modelo final do estudo. Assim, não foi possível estimar os preços implícitos da injeção eletrônica (Hipótese 10), do motor bicom bustível (Hipótese 11), do arrefecimento líquido (Hipótese 13), do câmbio automático (Hipótese 14) e do tipo de freio traseiro (Hipótese 16). É possível que estes atributos não sejam relevantes para explicar a variabilidade nos preços de motocicletas populares.

O efeito fixo de *yamaha* ($\gamma_{001}=-0,0718$; $p=0,049$) revela uma diferença estatisticamente significativa entre os preços implícitos das duas marcas de motocicletas. De fato, “há diferenças de preço entre modelos de motocicletas de marcas diferentes”, como proposto pela Hipótese 7, pois o preço implícito da marca Yamaha é inferior ao preço implícito da marca Honda. Para duas motocicletas semelhantes, cuja única diferença é a marca, o preço real esperado da Yamaha em janeiro/2015 é 6,92% menor que o preço esperado da Honda.

Figura 32 – Variáveis do submodelo de nível 3

Variable	ModFinal
yamaha	-.07175634 0.0492
scooter	.10898356 0.0112
trail	.19914679 0.0000
legend: b/p	

Fonte: Stata.

O efeito fixo de *scooter* ($\gamma_{002}=0,1090$; $p=0,011$) revela uma diferença estatisticamente significativa entre os preços implícitos das categorias *city* e *scooter*, sendo que o preço implícito da categoria *scooter* é superior ao preço implícito da categoria *city*. Para duas motocicletas semelhantes, cuja única diferença é a categoria, o preço esperado da *scooter* é 11,51% maior que o preço esperado da *city*, em janeiro/2015.

O efeito fixo de *trail* ($\gamma_{003}=0,1991$; $p=0,000$) revela uma diferença estatisticamente significativa entre os preços implícitos das categorias *city* e *trail*, sendo que o preço implícito da categoria *trail* é superior ao preço implícito da categoria *city*. Para duas motocicletas semelhantes, cuja única diferença é a categoria, o preço esperado da *trail* é 22,04% maior que o preço esperado da *city*, em janeiro/2015.

Para verificar a significância estatística da diferença entre os preços implícitos das categorias *scooter* e *trail*, foi estimado o modelo M20⁶⁶. Neste modelo, a variável explicativa *city*⁶⁷ substitui a variável *scooter* (que se torna a categoria da motocicleta *ij* representada pelo intercepto) no submodelo de nível 3.

Figura 33 – Coeficiente de *trail* (M20)

Variable	M20
trail	.09016323 0.0600
legend: b/p	

Fonte: Stata.

No modelo M20, o efeito fixo de *trail* (0,09016) revela uma diferença estatisticamente significativa ($p=0,060$) entre os preços implícitos das categorias *scooter* e *trail*, sendo que o preço implícito da categoria *trail* é superior ao preço implícito da categoria *scooter*. Para duas motocicletas semelhantes, cuja única diferença é a categoria, o preço esperado da *trail* é 9,44% maior que o preço esperado da *scooter*, em janeiro/2015.

A significância estatística das variáveis explicativas *scooter* e *trail* no modelo final (M19) e da variável explicativa *trail* no modelo M20 confirmam a Hipótese 8 – de fato, “há diferenças de preço entre modelos de motocicletas de categorias diferentes”.

8.3.2. Inclinação

A taxa exata de variação mensal do preço real das 9 versões de motocicletas Honda, com carburador e motor a gasolina, é -0,53% ($\gamma_{100}=-0,0053$; $p=0,000$). Assim, após 47 meses, espera-se que, para uma motocicleta *ij* com estes atributos, a diferença entre o seu preço real

⁶⁶ Cf. APÊNDICE W – MODELO M20 (REML).

⁶⁷ A variável binária *city* foi criada especificamente para a estimação do modelo M20.

em dezembro/2018 ($MES=47$) e o seu preço real em janeiro/2015 ($MES=0$) seja de 22,07%, mantendo todos os outros fatores constantes.

Figura 34 – Variável MES e interações

Variable	ModFinal
mes	-.0053061 0.0000
MES_yamaha	.00197479 0.0193
MES_i_elet	.00506217 0.0000
MES_flex	-.00168269 0.0244
legend: b/p	

Fonte: Stata.

Os efeitos fixos de interação entre MES e *yamaha* ($\gamma_{101}=0,0020$; $p=0,019$), entre MES e *i_elet* ($\gamma_{110}=0,0051$; $p=0,000$) e entre MES e *flex* ($\gamma_{120}=-0,0017$; $p=0,024$) geram diferentes taxas de variação mensal do preço real para as motocicletas da base de dados. Portanto, *ceteris paribus*: a presença de um motor bicom bustível (*flex*) agrava a desvalorização mensal de motocicletas ($\gamma_{100} + \gamma_{120}=-0,0070$); a presença de injeção eletrônica praticamente neutraliza a variação mensal do preço real ($\gamma_{100} + \gamma_{110}=-0,0002$); e, há uma diferença significativa, em termos de desvalorização no período 2014-2018, entre motocicletas Honda (-0,53% ao mês) e motocicletas Yamaha (-0,33% ao mês).

Tabela 7 – Versões de motocicletas na base de dados, segundo *yamaha*, *i_elet* e *flex*⁶⁸

<i>yamaha</i>	<i>i_elet</i>	<i>flex</i>	Versões de motocicletas
0	0	0	9 (14,8%)
0	1	0	8 (13,1%)
0	1	1	23 (37,7%)
1	0	0	7 (11,5%)
1	1	0	3 (4,9%)
1	1	1	11 (18,0%)

Fonte: elaborado pela autora.

⁶⁸ Na base de dados, não há motocicletas com carburador (*i_elet*=0) e motor flex (*flex*=1).

A taxa exata de variação mensal do preço real das versões de motocicletas ij :

- da marca Honda, com injeção eletrônica e motor a gasolina, é -0,024%;
- da marca Honda, com injeção eletrônica e motor flex, é -0,192%;
- da marca Yamaha, com carburador e motor a gasolina, é -0,333%;
- da marca Yamaha, com injeção eletrônica e motor a gasolina, é +0,173%; e,
- da marca Yamaha, com injeção eletrônica e motor flex, é +0,005%.

No modelo final, os efeitos aleatórios de inclinação de *MES* são estatisticamente significantes, segundo o teste de Wald:

$$z(r_{1ij}) = 0,00000279 / 0,000000763 = 3,66 \text{ (p=0,000);}$$

$$z(u_{10j}) = 0,0000024 / 0,0000013 = 1,84 \text{ (p=0,037).}$$

As covariâncias estimadas são:

$$\tau_{\pi 01} = \text{cov}(r_{0ij}, r_{1ij}) = 0,000008$$

$$\tau_{\beta 01} = \text{cov}(u_{00j}, u_{10j}) = 0,0000796$$

8.3.3. Proporção da variância explicada

O modelo final (M19), estimado no capítulo 7.6, reduziu expressivamente a variância total de $\ln P$, explicando 92,7% da variância total estimada pelo modelo de tendência linear sem efeitos aleatórios de inclinação (M0).

Tabela 8 – Proporção da variância explicada pelo Modelo Final

Nível	M0	Modelo Final	% Variância explicada
Nível 1 (σ^2)	0,0009594	0,0003342	65,17%
Nível 2 ($\tau_{\pi 00} + \tau_{\pi 11} + \tau_{\pi 01}$)	0,0058506	0,002810	51,97%
Nível 3 ($\tau_{\beta 00} + \tau_{\beta 11} + \tau_{\beta 01}$)	0,1091043	0,005268	95,17%
Total	0,1159143	0,0084127	92,74%

Fonte: elaborado pela autora.

Segundo a estimação do modelo M0, aproximadamente 94% da variância total de $\ln P$ está alocada no nível 3 – ou seja, 94% da variância total de $\ln P$ deve-se às diferenças entre modelos de motocicletas. O modelo final explica 95,17% da variância no nível 3. O gráfico X revela as diferenças entre os efeitos aleatórios de intercepto de nível 3 dos dois modelos.

Tabela 9 – Evolução da variância de nível 3

Modelo	Variância Nível 3 ($\tau_{\beta 00} + \tau_{\beta 11} + \tau_{\beta 01}$)	Variância Total
M0	0,109104	0,115914
M1	0,105946	0,112584
M7	0,014591	0,017798
M8	0,005501	0,008702
Modelo Final	0,005268	0,008413

Fonte: elaborado pela autora.

Gráfico 33 – Efeito aleatório de intercepto de nível 3 (M0 e Modelo Final)

Fonte: Stata.

A inclusão das variáveis explicativas de nível 2 (*cilindrada*, *p_elet* e *fd_disco*) no modelo M7 reduziu a variância não-explicada no nível 3 em 86,23%, consequentemente, reduzindo a variância total de $\ln P$ em 84,2%.

No modelo M8, foram incluídas as variáveis explicativas de nível 3 (*yamaha*, *scooter* e *trail*). Então, a variância não-explicada no nível 3 foi reduzida em 62,3% e a variância total de $\ln P$ foi reduzida em 51,1%.

Gráfico 34 – Ajuste do modelo final

Fonte: Stata.

9. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esta pesquisa utiliza o método de modelos hierárquicos lineares com medidas repetidas para identificar os atributos relevantes das motocicletas populares no mercado brasileiro e determinar os preços implícitos destes atributos. A base de dados do estudo foi construída a partir dos preços publicados na Tabela FIPE ao longo de 48 meses (janeiro/2015 a dezembro/2018) e de informações presentes nos manuais de usuário de 61 versões de motocicletas (agrupadas em 23 modelos de motocicletas).

A fim de explicar a variação de $\ln P$ (logaritmo natural do preço real da motocicleta ij em t) a partir de variáveis explicativas que representam os atributos das motocicletas na base de dados, foram estimados 20 modelos de regressão multinível. O modelo final, estimado na seção 7.6 e discutido na seção 8.3, explica 92,7% da variância total de $\ln P$.

Com efeitos aleatórios de intercepto nos níveis 1, 2 e 3, um efeito fixo da variável *MES* e efeitos aleatórios de inclinação nos níveis 2 e 3, o modelo final permite a confirmação das 5 primeiras hipóteses de pesquisa:

Hipótese 1: Há variabilidade significativa no preço ao longo do tempo;

Hipótese 2: Há variabilidade significativa no preço, ao longo do tempo, entre as diferentes versões de motocicletas de um mesmo modelo de motocicleta;

Hipótese 3: Há variabilidade significativa no preço, ao longo do tempo, entre modelos de motocicletas diferentes;

Hipótese 4: O preço segue uma tendência linear ao longo do tempo;

Hipótese 5: Há variabilidade significativa na tendência linear do preço entre as diferentes versões de motocicletas de um mesmo modelo de motocicleta; e,

Hipótese 6: Há variabilidade significativa na tendência linear do preço entre modelos de motocicletas diferentes.

O modelo final também contém efeitos fixos estatisticamente significantes ($p < 0,05$) para as variáveis *cilindrada*, *p_elet* (partida elétrica), *fd_disco* (freio dianteiro a disco), *yamaha*, *scooter* e *trail*, que permitem a confirmação das hipóteses de pesquisa 7, 8, 9, 12 e 15:

Hipótese 7: Há diferenças de preço entre modelos de motocicletas de marcas diferentes;

Hipótese 8: Há diferenças de preço entre modelos de motocicletas de categorias diferentes;

Hipótese 9: O preço implícito do sistema de partida elétrica é superior ao preço implícito do sistema de partida a pedal;

Hipótese 12: O preço implícito de uma unidade adicional de cilindrada é positivo; e,

Hipótese 15: O preço implícito do freio dianteiro a disco é superior ao preço implícito do freio dianteiro a tambor.

As semielasticidades da cilindrada, da partida elétrica e do freio dianteiro a disco são 0,653% (no valor médio de *cilindrada*), 5,29% e 10,23%, respectivamente. A semielasticidade da marca Yamaha é 6,92% (em relação à marca Honda) e as semielasticidades das categorias *scooter* e *trail* são 11,51% e 22,04% (em relação à categoria *city*), respectivamente.

Além disso, interações entre a variável *MES* e as variáveis *yamaha*, *i_elet* e *flex* apresentam significância estatística ($p < 0,05$) no modelo final. No entanto, como as variáveis *i_elet* e *flex* não apresentam significância estatística enquanto efeitos fixos de intercepto, as hipóteses 10 e 11 são inconclusivas:

Hipótese 10: O preço implícito da injeção eletrônica é superior ao preço implícito do carburador; e,

Hipótese 11: O preço implícito do motor flex é superior ao preço implícito do motor a gasolina.

As variáveis explicativas *r_liq* (que representa o sistema de refrigeração líquida), *c_auto* (que representa o câmbio automático) e *ft_disco* (que representa o freio traseiro a disco) não foram incluídas no modelo final ($p > 0,10$). Assim, as hipóteses de pesquisa 13, 14 e 16 foram refutadas:

Hipótese 13: O preço implícito do sistema de arrefecimento líquido é superior ao preço implícito do sistema de arrefecimento a ar;

Hipótese 14: O preço implícito do sistema de transmissão com câmbio automático é superior ao preço implícito do sistema de transmissão com câmbio manual; e,

Hipótese 16: O preço implícito do freio traseiro a disco é superior ao preço implícito do freio traseiro a tambor.

A principal limitação do estudo diz respeito à mensuração da variável dependente. Para a criação de $\ln P$, foram utilizados dados da Tabela FIPE, que representam a média mensal dos preços praticados no varejo em todo o território brasileiro. Assim, foi impossível controlar o efeito “varejista” ou identificar diferenças regionais na precificação das motocicletas da base de dados.

Outra limitação do estudo é a premissa de relação linear entre $\ln P$ e *MES* – nos 20 modelos estimados, a variável *MES* foi incluída em sua forma de nível. O uso de funções

polinomiais (MES^2 , MES^3 , ..., MES^p) permitiria flexibilidade para a modelagem de trajetórias não-lineares de $\ln P$ (RABE-HESKETH; SKRONDAL, 2012, p. 345).

O critério para a seleção dos modelos de motocicletas populares (vendas anuais em território nacional superiores a 10.000 unidades em 2015, 2016, 2017 ou 2018), estabelecido pela autora, resultou em uma amostra com apenas 23 unidades de nível 3 (23 modelos de motocicletas), refletindo a concentração de mercado (Honda e Yamaha). É possível e desejável ampliar o tamanho desta amostra, incluindo motocicletas de outras marcas e de outras categorias, já que, em estudos com modelos hierárquicos lineares, “o tamanho da amostra no nível mais alto é a principal característica limitadora do design” (SNIJDERS, 2005, p. 1570, tradução nossa). A ampliação da amostra também pode incluir variáveis que representem novos atributos das motocicletas, possibilitando a descoberta de outros atributos relevantes e de seus preços implícitos.

A partir dos preços implícitos revelados pelo estudo, seria possível desenvolver o 2º estágio de Rosen (1974), com o objetivo de estimar equações de oferta e de demanda.

Finalmente, o *framework* metodológico deste estudo pode servir de referência tanto para o desenvolvimento de novas pesquisas, com foco em outros bens heterogêneos, quanto para replicação de artigos científicos já publicados, que estimaram preços implícitos de atributos por regressão linear múltipla.

REFERÊNCIAS

ABREU, B. L. A. **Sistema elétrico da motocicleta**. SESI SENAI Editora, 2015, 92 p.

AGRESTI, R. Difícil lidar com embreagem da moto? Câmbio automático resolve. **Auto Esporte – G1**, 24 jul. 2013a. Disponível em: <<http://g1.globo.com/carros/dicas-de-motos/noticia/2013/07/dificil-lidar-com-embreagem-da-moto-cambio-automatico-resolve.html>>.

_____. Veja 10 prós e contras da moto flex. **Auto Esporte – G1**, 04 set. 2013b. Disponível em: <<http://g1.globo.com/carros/dicas-de-motos/noticia/2013/09/veja-10-pros-e-contras-da-moto-flex.html>>.

_____. Freio a tambor é mais barato, mas cobra preço em segurança nas motos. **Auto Esporte – G1**, 14 maio 2014. Disponível em: <<http://g1.globo.com/carros/dicas-de-motos/noticia/2014/05/freio-tambor-e-mais-barato-mas-cobra-preco-em-seguranca-nas-motos.html>>.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DOS FABRICANTES DE MOTOCICLETAS, CICLOMOTORES, MOTONETAS, BICICLETAS E SIMILARES. **Anuário da Indústria Brasileira de Motociclos 2011**, São Paulo: 2011. Disponível em: <<http://www.abraciclo.com.br/anuario-2011>>.

_____. **Anuário da Indústria Brasileira de Duas Rodas 2013**, São Paulo: 2013. Disponível em: <<http://www.abraciclo.com.br/anuario-2013>>.

_____. **Anuário da Indústria Brasileira de Duas Rodas 2015**, São Paulo: 2015. Disponível em: <<http://www.abraciclo.com.br/anuario-de-2015>>.

_____. **Anuário da Indústria Brasileira de Duas Rodas 2016**, São Paulo: 2016. Disponível em: <<http://www.abraciclo.com.br/anuario-de-2016>>.

_____. **Anuário da Indústria Brasileira de Duas Rodas 2019**, São Paulo: 2019. Disponível em: <<http://www.abraciclo.com.br/anuario-de-2019>>.

_____. **Frota Circulante – Duas rodas a motor**, São Paulo: 2020. Disponível em: <http://abraciclo.com.br/images/pdfs/Motocicleta/Frota/2020_3_Frota.pdf>.

ASSUMPÇÃO, M. História: Yamaha RD 50, a primeira moto brasileira. In: **Revista Duas Rodas**, Rio de Janeiro, 23 out. 2014. Disponível em: <<https://www.revistaduasrodas.com.br/noticias/historia-yamaha-rd-50-a-primeira-moto-brasileira>>. Acesso em: 27 maio 2019.

BRASIL. Decreto-lei nº 288, de 28 de fevereiro de 1967. Altera as disposições da Lei número 3.173 de 6 de junho de 1957 e regula a Zona Franca de Manaus. **Diário Oficial da União**, Brasília, DF, 28 fev. 1967. Seção 1, p. 2464. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto-lei/del0288.htm>. Acesso em: 09 jun. 2019.

_____. Lei nº 8.387, de 30 de dezembro de 1991. Dá nova redação ao § 1º do art. 3º aos arts. 7º e 9º do Decreto-Lei nº 288, de 28 de fevereiro de 1967, ao caput do art. 37 do Decreto-Lei nº 1.455, de 7 de abril de 1976 e ao art. 10 da Lei nº 2.145, de 29 de dezembro de 1953, e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, DF, 31 dez. 1991. Seção 1, p. 31177. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/LEIS/L8387.htm>. Acesso em: 06 nov. 2019.

_____. Lei nº 9.503, de 23 de setembro de 1997. Institui o Código de Trânsito Brasileiro. **Diário Oficial da União**, Brasília, DF, 24 set. 1997. Seção 1, p. 21201. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/19503.htm>. Acesso em: 07 jun. 2019.

_____. Lei nº 12.009, de 29 de julho de 2009. Regulamenta o exercício das atividades dos profissionais em transporte de passageiros, “mototaxista”, em entrega de mercadorias e em serviço comunitário de rua, e “motoboy”, com o uso de motocicleta, altera a Lei nº 9.503, de 23 de setembro de 1997, para dispor sobre regras de segurança dos serviços de transporte remunerado de mercadorias em motocicletas e motonetas – moto-frete –, estabelece regras gerais para a regulação deste serviço e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, DF, 30 jul. 2009. Seção 1, p. 4. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2009/lei/l12009.htm>. Acesso em: 07 jun. 2019.

BRUNETTI, F. **Motores de Combustão Interna**. São Paulo: Blucher, 2012. 1 v.

CARNEIRO, A. O que é torque? Entenda porque potência não é tudo. **Autopapo – R7**, 01 dez. 2018. Disponível em: <<https://autopapo.com.br/noticia/o-que-e-torque-potencia/>>.

COURT, A. Hedonic price indexes with automotive examples. In: GENERAL MOTORS CORPORATION. **The Dynamics of Automobile Demand**. New York: General Motors, 1939. p. 99-117.

DE LEEUW, J. Linear multilevel models. In: EVERITT, B. S.; HOWELL, D. C. (Ed.). **Encyclopedia of Statistics in Behavioral Science**. Chichester: John Wiley & Sons, 2005, p. 1054-1061. v. 2.

DUAS RODAS. **Duas Rodas 40 anos** – a história do motociclismo brasileiro. Rio de Janeiro: Innovant Editora, 2014. 154 p.

FÁVERO, L. P. **O mercado imobiliário residencial da região metropolitana de São Paulo**: uma aplicação de modelos de comercialização hedônica de regressão e correlação canônica. 2005. 319 p. Tese (Doutorado em Administração) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2005. Disponível em: <<https://teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12139/tde-05122005-151150/pt-br.php>>.

_____. Efeito tempo, firma e país no desempenho: uma análise sob a perspectiva da modelagem hierárquica com medidas repetidas. **BBR – Brazilian Business Review**, Vitória, v. 5, n. 3, p. 173-191, set.-dez. 2008. Disponível em: <<http://bbronline.com.br/index.php/bbr/article/view/389>>.

_____. **Análise de Dados**. Rio De Janeiro: Elsevier, 2015. 504 p.

FÁVERO, L. P.; ALMEIDA, J. E. F. O comportamento dos índices de ações em países emergentes: uma análise com dados em painel e modelos hierárquicos. **Revista Brasileira de Estatística**, v. 72, n. 235, p. 97-137, jan.-dez. 2011. Disponível em: <http://www.rbes.ibge.gov.br/images/doc/rbe_235_jan_dez2011.pdf>.

FÁVERO, L. P.; BELFIORE, P. **Análise de Dados** – técnicas multivariadas exploratórias. 1. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2015. 344 p.

FÁVERO, L. P.; CONFORTINI, D. Modelos multinível de coeficientes aleatórios e os efeitos firma, setor e tempo no mercado acionário brasileiro. **Pesquisa Operacional**, Rio de Janeiro, v. 30, n. 3, p. 703-727, set.-dez. 2010. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0101-74382010000300011>.

FENABRAVE – FEDERAÇÃO NACIONAL DA DISTRIBUIÇÃO DE VEÍCULOS AUTOMOTORES. Ed. 156 – Informativo emplacamentos: Resumo mensal dezembro de 2015, 2015. Disponível em: <<http://www3.fenabreve.org.br:8082/plus/modulos/listas/index.php?tac=indices-e-numeros&idtipo=1&id=671&layout=indices-e-numeros>>. Acesso em: 31 jul. 2019.

_____. Ed. 168 – Informativo emplacamentos: Resumo mensal dezembro de 2016, 2016. Disponível em: <<http://www3.fenabreve.org.br:8082/plus/modulos/listas/index.php?tac=indices-e-numeros&idtipo=1&id=697&layout=indices-e-numeros>>. Acesso em: 31 jul. 2019.

_____. Ed. 180 – Informativo emplacamentos: Resumo mensal dezembro de 2017, 2017. Disponível em: <<http://www3.fenabreve.org.br:8082/plus/modulos/listas/index.php?tac=indices-e-numeros&idtipo=1&id=725&layout=indices-e-numeros>>. Acesso em: 31 jul. 2019.

_____. Ed. 192 – Informativo emplacamentos: Resumo mensal dezembro de 2018, 2018. Disponível em: <<http://www3.fenabreve.org.br:8082/plus/modulos/listas/index.php?tac=indices-e-numeros&idtipo=1&id=750&layout=indices-e-numeros>>. Acesso em: 31 jul. 2019.

GOLDSTEIN, H. **Multilevel Statistical Models**. 4th. ed. West Sussex: Wiley, 2011.

GOODMAN, A. C. Andrew Court and the invention of hedonic price analysis. **Journal of Urban Economics**, v. 44, n. 2, p. 291-298, Sep. 1998. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0094119097920714>>.

GRILICHES, Z. Hedonic price indexes for automobiles: an econometric of quality change. In: PRICE STATISTICS REVIEW COMMITTEE OF THE NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH. **The Price Statistics of the Federal Government**: Review, Appraisal and Recommendations. New York: National Bureau of Economic Research, General Series, Number 73, 1961. p. 173-196.

HAIR JR. et al. **Análise Multivariada de Dados**. Tradução de Adonai Schlup Sant'Anna. Revisão técnica Maria Aparecida Gouvêa. 6. ed. Porto Alegre: Bookman, 2009. 688 p.

HAIR, JR.; FÁVERO, L. P. Multilevel modeling for longitudinal data: concepts and applications. **RAUSP Management Journal**, v. 54, n. 4, p. 459-489, Dec. 2019. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/rmj/v54n4/2531-0488-RMJ-54-4-0459.pdf>>.

HOX, J. J.; MOERBEEK, M.; VAN DE SCHOOT, R. **Multilevel Analysis: techniques and applications**. 3rd ed. New York: Routledge, 2017. Quantitative Methodology Series.
INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) – Tabela completa de séries históricas. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/precos-e-custos/9256-indice-nacional-de-precos-ao-consumidor-amplo.html?=&t=series-historicas>>. Acesso em: 19 set. 2019.

LANCASTER, K. J. A new approach to consumer theory. **Journal of Political Economy**, v. 74, n. 2, p. 132-157, Apr. 1966. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/1828835>>.

MARAZZI, G. Museu da Honda conta a história da indústria nacional. **Carros – iG**, 28 dez. 2018. Disponível em: <<https://carros.ig.com.br/colunas/cultura-motocicleta/2018-12-28/museu-da-honda.html>>. Acesso em: 09 set. 2019.

MDIC/ComexStat. MINISTÉRIO DA ECONOMIA. Secretaria de Comércio Exterior: **Comex Stat** - Sistema para extração de relatórios personalizados sobre os dados do comércio exterior brasileiro. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br/comercio-exterior/estatisticas-de-comercio-exterior/>>. Acesso em: 19 jun. 2019.

OLIVEIRA, J. L. C. **Zona Franca de Manaus: um estudo sobre a renúncia tributária dos entes federativos e os benefícios socioeconômicos gerados pelo modelo**. 2011. 146 f. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2011.

PEREIRA, C. J. **Interdita liberdade em Duas Rodas: juventude e desenvolvimento da indústria motociclística no Brasil (1974-2000)**. 2013. 300 p. Tese (Doutorado em História Econômica) – Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2013.

RABE-HESKETH, S.; SKRONDAL, A. **Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata**. 3rd ed. College Station, TX: Stata Press, 2012. 497 p. v. 1: Continuous Responses.

RAUDENBUSH, S. W.; BRYK, A. S. **Hierarchical Linear Models: applications and data analysis methods**. 2nd ed. Thousand Oaks: Sage Publications, 2002. 485 p. (Advanced Quantitative Techniques in the Social Sciences Series, 1)

RECH, C. **Estudo experimental da relação ar/combustível para máxima potência em um motor de combustão interna, utilizando diversos combustíveis**. 2002. 78 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia) – Escola de Engenharia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2002.

ROSEN, S. Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition. **Journal of Political Economy**, v. 82, n. 1, p. 34-55, Jan.-Feb. 1974. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/1830899>>.

SNIJEDERS, T. A. B.; BOSKER, R. J. **Multilevel Analysis**: an introduction to basic and advanced multilevel modeling. London: SAGE Publications, 1999. 266 p.

SNIJEDERS, T. A. B. Power and sample size in multilevel linear models. In: EVERITT, B. S.; HOWELL, D. C. (Ed.). **Encyclopedia of Statistics in Behavioral Science**. Chichester: John Wiley & Sons, 2005, p. 1570-1573. v. 3.

TILLMANN, C. A. C. **Motores de Combustão Interna e seus Sistemas**. Pelotas: Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia; Santa Maria: Universidade Federal de Santa Maria, Colégio Técnico Industrial de Santa Maria; Rede e-Tec Brasil, 2013. 165 p.

TORQUE, cilindrada e potência – entenda a diferença. **Nação Duas Rodas**, 21 jan. 2014. Disponível em: <<http://www.magnetron.com.br/nacao-duas-rodas/torque-cilindrada-e-potencia-entenda-a-diferenca>>.

TRIPLETT, J. E. **Handbook on Hedonic Indexes and Quality Adjustments in Price Indexes**: special application to information technology products. Paris: OECD Publishing, 2006. 260 p.

_____. Zvi Griliche's contributions to economic measurement. In: BERNDT, E. R.; HULTEN, C. R. (Ed.). **Hard-to-measure Goods and Services**: essays in honor of Zvi Griliches. Chicago: National Bureau of Economic Research (NBER), 2007. p. 573-589. *Studies in Income and Wealth*, 76.

VIOTTI, E. Sistema de freios. **Quatro Rodas**, 21 jun. 2012. Disponível em: <<https://quatrorodas.abril.com.br/noticias/sistema-de-freios/>>.

WAUGH, F. V. Quality factors influencing vegetable prices. **Journal of Farm Economics**, v. 10, n. 2, p. 185-196, 1928. Disponível em: <<https://academic.oup.com/ajae/article-abstract/10/2/185/71202>>.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à Econometria**: uma abordagem moderna. Tradução Priscilla Rodrigues da Silva Lopes e Livia Marina Koepl. Revisão técnica Heloisa Pinna Bernardo. São Paulo: Cengage Learning, 2016. 848 p.

APÊNDICE A – FROTA DE DUAS RODAS⁶⁹ POR ESTADO (2009-2019)

Estado	Região	2009	2019	Variação (2009-2019)
Maranhão	Nordeste	351.939	1.070.600	204,2%
Pará	Norte	379.699	1.128.398	197,2%
Alagoas	Nordeste	124.449	360.998	190,1%
Piauí	Nordeste	265.373	688.912	159,6%
Amazonas	Norte	131.026	338.541	158,4%
Sergipe	Nordeste	131.070	336.531	156,8%
Paraíba	Nordeste	239.053	613.262	156,5%
Ceará	Nordeste	652.413	1.616.821	147,8%
Acre	Norte	61.820	151.934	145,8%
Bahia	Nordeste	667.378	1.573.399	135,8%
Pernambuco	Nordeste	531.326	1.237.897	133,0%
Amapá	Norte	35.477	82.229	131,8%
Rio Grande do Norte	Nordeste	246.388	546.702	121,9%
Rio de Janeiro	Sudeste	602.011	1.218.703	102,4%
Mato Grosso	Centro-Oeste	446.679	899.638	101,4%
Rondônia	Norte	270.670	537.506	98,6%
Tocantins	Norte	173.431	340.973	96,6%
Roraima	Norte	54.323	103.580	90,7%
Espírito Santo	Sudeste	315.011	577.116	83,2%
Distrito Federal	Centro-Oeste	122.283	221.578	81,2%
Goiás	Centro-Oeste	682.835	1.219.979	78,7%
Minas Gerais	Sudeste	1.678.108	2.962.375	76,5%
Mato Grosso do Sul	Centro-Oeste	288.016	501.461	74,1%
São Paulo	Sudeste	3.579.573	5.833.776	63,0%
Paraná	Sul	990.389	1.521.358	53,6%
Santa Catarina	Sul	775.925	1.184.180	52,6%
Rio Grande do Sul	Sul	898.582	1.310.636	45,9%

Fonte: elaborado pela autora com dados extraídos de ABRACICLO (2020).

⁶⁹ A frota de duas rodas é composta por motocicletas, motonetas/scooters, ciclomotores, triciclos e quadriciclos (ABRACICLO, 2019).

APÊNDICE B – FROTA BRASILEIRA DE DUAS RODAS⁷⁰

Ano	Frota de duas rodas (unidades)	Frota geral (unidades)	Participação da frota de duas rodas na frota geral
2000	4.034.129	29.722.950	13,57%
2001	4.611.301	31.913.003	14,45%
2002	5.376.725	34.284.967	15,68%
2003	6.221.579	36.658.501	16,97%
2004	7.123.476	39.240.875	18,15%
2005	8.155.166	42.071.961	19,38%
2006	9.446.522	45.372.640	20,82%
2007	11.158.017	49.644.025	22,48%
2008	13.084.099	54.506.661	24,00%
2009	14.695.247	59.361.642	24,76%
2010	16.500.589	64.817.974	25,46%
2011	18.442.413	70.543.535	26,14%
2012	20.080.862	76.137.191	26,37%
2013	21.597.415	81.600.729	26,47%
2014	23.027.875	86.700.490	26,56%
2015	24.301.681	90.686.936	26,80%
2016	25.302.727	93.867.016	26,96%
2017	26.159.702	97.091.956	26,94%
2018	27.100.790	100.746.553	26,90%
2019	28.179.083	104.784.375	26,89%

Fonte: elaborado pela autora com dados extraídos de ABRACICLO (2011, 2013, 2019, 2020).

⁷⁰ A frota de duas rodas é composta por motocicletas, motonetas/scooters, ciclomotores, triciclos e quadriciclos (ABRACICLO, 2019).

APÊNDICE C – PRODUÇÃO DE MOTOCICLETAS (BRASIL)

Ano	Produção (unidades)	Variação
1975	5.200	
1976	12.800	146%
1977	32.791	156%
1978	41.492	27%
1979	63.636	53%
1980	125.000	96%
1981	155.572	24%
1982	215.767	39%
1983	219.000	1%
1984	180.000	-18%
1985	161.378	-10%
1986	166.994	3%
1987	181.500	9%
1988	166.961	-8%
1989	167.431	0%
1990	146.735	-12%
1991	116.321	-21%
1992	86.194	-26%
1993	83.458	-3%
1994	141.140	69%
1995	217.327	54%
1996	288.073	33%
1997	426.547	48%
1998	475.725	12%
1999	473.802	0%
2000	634.984	34%
2001	753.159	19%
2002	861.469	14%
2003	954.620	11%
2004	1.057.333	11%
2005	1.213.517	15%
2006	1.413.062	16%
2007	1.734.349	23%

(continua)

(conclusão)

Ano	Produção (unidades)	Variação
2008	2.140.907	23%
2009	1.539.473	-28%
2010	1.830.614	19%
2011	2.136.891	17%
2012	1.690.187	-21%
2013	1.673.477	-1%
2014	1.517.662	-9%
2015	1.262.708	-17%
2016	887.653	-30%
2017	882.876	-1%
2018	1.036.846	17%

Fonte: elaborado pela autora com dados extraídos de ABRACICLO (2019).

APÊNDICE D – IMPORTAÇÃO DE MOTOCICLETAS (BRASIL)

Ano	Origem: China	Origem: Japão	Origem: outros	Motocicletas importadas (total)
2005	67,5%	16,2%	16,3%	12.022
2006	79,1%	10,4%	10,5%	35.938
2007	88,2%	7,8%	4,0%	94.746
2008	84,3%	10,9%	4,8%	105.026
2009	87,5%	4,8%	7,7%	74.365
2010	91,8%	4,3%	3,9%	135.020
2011	95,0%	2,7%	2,2%	216.645
2012	92,6%	2,0%	5,3%	241.790
2013	95,7%	1,3%	3,0%	183.200
2014	97,4%	0,9%	1,8%	177.909
2015	98,3%	0,9%	0,8%	125.572
2016	93,0%	2,5%	4,5%	35.381
2017	84,0%	2,2%	13,9%	15.693
2018	92,7%	2,7%	4,6%	40.992

Fonte: elaborado pela autora com dados extraídos de ABRACICLO (2011, 2013, 2019).

APÊNDICE E – EXPORTAÇÃO DE MOTOCICLETAS (BRASIL)

Ano	Destino: Argentina	Destino: Estados Unidos	Destino: Colômbia	Motocicletas exportadas (total)
2005	16,70%	22,88%	7,96%	184.592
2006	21,20%	21,60%	7,08%	163.379
2007	29,58%	15,12%	7,64%	139.880
2008	37,10%	8,67%	6,45%	131.720
2009	49,30%	1,03%	9,76%	60.516
2010	39,94%	3,65%	4,28%	69.209
2011	55,87%	5,89%	6,10%	73.373
2012	63,32%	2,96%	5,14%	106.684
2013	74,09%	5,54%	3,14%	105.819
2014	67,89%	6,51%	5,09%	88.056
2015	67,50%	7,83%	5,76%	69.123
2016	62,22%	11,50%	9,94%	59.022
2017	71,83%	6,51%	5,08%	81.789
2018	66,99%	10,43%	7,57%	68.073

Fonte: elaborado pela autora com dados extraídos de ABRACICLO (2011, 2013, 2019).

APÊNDICE F – 25 MODELOS DE MOTOCICLETAS

Marca	Modelo	Categoria	2015	2016	2017	2018
Honda	BIZ	Scooter/cub	184.154	118.798	109.830	134.209
Honda	CB 250F Twister	City	3.342	24.598	22.665	30.238
Honda	CB 300R	City	26.915	1.759	ND	ND
Honda	CG 125	City	62.167	36.528	30.237	28.401
Honda	CG 150	City	292.660	33.195	3.570	1.861
Honda	CG 160	City	49.189	224.212	229.347	253.244
Honda	NXR 125	Trail	12.141	4.202	462	ND
Honda	NXR 150	Trail	19.186	1.662	900	719
Honda	NXR 160	Trail	165.673	127.205	111.912	121.485
Honda	PCX 150	Scooter/cub	22.896	22.539	28.049	30.479
Honda	POP 100	Scooter/cub	73.899	7.153	3.573	1.784
Honda	POP 110i	Scooter/cub	27.577	80.397	77.027	82.839
Honda	XRE 190	Trail	ND	9.265	14.295	15.616
Honda	XRE 300	Trail	28.420	20.583	22.794	23.816
Shineray	XY 50	Scooter/cub	21.720	47.780	12.084	8.336
Traxx	JL50	Scooter/cub	10.564	20.597	4.259	1.863
Yamaha	Fazer 250	City	16.172	10.891	10.840	17.522
Yamaha	Neo 125	Scooter/cub	ND	ND	9.692	10.620
Yamaha	Nmax	Scooter/cub	ND	5.608	9.515	12.373
Yamaha	T115 Crypton	Scooter/cub	10.243	5.677	ND	ND
Yamaha	XTZ 150	Trail	19.443	9.321	15.649	20.876
Yamaha	XTZ 250	Trail	8.740	10.324	11.531	11.595
Yamaha	YBR 125	City	34.736	13.451	9.554	8.947
Yamaha	YBR 150	City	ND	21.885	23.890	24.422
Yamaha	YS150 Fazer	City	31.856	14.739	10.788	10.385

Fonte: elaborado pela autora com dados extraídos de FENABRAVE (2015, 2016, 2017, 2018).

APÊNDICE G – DESCRIÇÃO DAS CATEGORIAS DE MOTOCICLETAS

Categoria	Descrição	Ilustração
City (Street)	Motocicleta de baixa ou média cilindrada destinada ao uso urbano.
Cub	Motociclo tipo underbone (revestimento estilístico que acompanha o elemento principal de seu chassi), destinado ao uso urbano, de baixa cilindrada e dotado de câmbio automático ou semiautomático, cujo desempenho privilegia o baixo consumo de combustível.
Scooter	Motociclo pilotado com o condutor na posição sentado e dotado de câmbio automático ou semiautomático, concebido para privilegiar o conforto.
Trail	Motocicleta de baixa ou média cilindrada destinada ao uso misto tanto em vias pavimentadas quanto em terreno não pavimentado.
Custom	Motocicleta caracterizada por sua vocação para percursos de estrada (chamadas de “estradeiras”), que não priorizam velocidade e, sim, o conforto. São, usualmente, de médias ou altas cilindradas.
Bigtrail (Maxtrail)	Motocicleta de média ou alta cilindrada destinada ao uso misto em terrenos pavimentados e não pavimentados.
Naked (Roadster)	Motocicleta sem carenagem, com motor propositalmente exposto e de alto desempenho, concebida para a utilização em terrenos pavimentados. Semelhante a uma motocicleta versão “sport”, sem a carenagem.
Sport	Motocicleta de cilindradas médias ou superiores com carenagem (revestimento que confere à motocicleta aparência assemelhada às versões destinadas à competição) que privilegia a aerodinâmica e o alto desempenho.
Touring	Motocicletas usualmente de alta cilindrada, concebidas para a utilização em turismo e viagens de grandes distâncias. Diferenciam-se das versões custom pela concepção estilística.

Fonte: adaptado de ABRACICLO (2019, p.16-17).

APÊNDICE H – 68 CÓDIGOS FIPE DOS 25 MODELOS DE MOTOCICLETAS

Marca	Modelo	Versões	Códigos FIPE
Honda	BIZ	4	811080-8; 811106-5; 811137-5; 811138-3
Honda	CB 250F Twister	1	811135-9
Honda	CB 300R	1	811098-0
Honda	CG 125	6	811019-0; 811078-6; 811091-3; 811095-6; 811117-0; 811124-3
Honda	CG 160	5	811133-2; 811134-0; 811139-1; 811142-1; 811147-2
Honda	CG 150	6	811093-0; 811100-6; 811101-4; 811105-7; 811123-5; 811128-6
Honda	NXR 125	2	811066-2; 811067-0
Honda	NXR 150	2	811103-0; 811104-9
Honda	NXR 160	3	811129-4; 811130-8; 811136-7
Honda	PCX 150	2	811116-2; 811148-0
Honda	POP 100	1	811085-9
Honda	POP 110i	1	811132-4
Honda	XRE 190	1	811141-3
Honda	XRE 300	3	811097-2; 811120-0; 811145-6
Shineray	XY 50	6	850007-0; 850011-8; 850015-0; 850016-9; 850021-5; 850022-3
Traxx	JL50	2	814008-1; 814016-2
Yamaha	Fazer 250	2	827052-0; 827107-0
Yamaha	Neo 125	1	827106-2
Yamaha	Nmax	1	827102-0
Yamaha	T115 Crypton	3	827078-3; 827079-1; 827084-8
Yamaha	XTZ 250	1	827080-5
Yamaha	XTZ 150	4	827092-9; 827093-7; 827108-9; 827109-7
Yamaha	YBR 125	6	827072-4; 827073-2; 827074-0; 827085-6; 827086-4; 827104-6
Yamaha	YBR 150	2	827098-8; 827099-6
Yamaha	YS150 Fazer	2	827087-2; 827088-0

Fonte: elaborado pela autora.

APÊNDICE I – IPCA MENSAL (2015-2018)

Mês	Variação do IPCA no mês (%)	Número índice (JAN/2015 = 100)
JAN/2015	1.24	100.00
FEV/2015	1.22	101.22
MAR/2015	1.32	102.56
ABR/2015	0.71	103.28
MAI/2015	0.74	104.05
JUN/2015	0.79	104.87
JUL/2015	0.62	105.52
AGO/2015	0.22	105.75
SET/2015	0.54	106.32
OUT/2015	0.82	107.20
NOV/2015	1.01	108.28
DEZ/2015	0.96	109.32
JAN/2016	1.27	110.71
FEV/2016	0.90	111.70
MAR/2016	0.43	112.18
ABR/2016	0.61	112.87
MAI/2016	0.78	113.75
JUN/2016	0.35	114.15
JUL/2016	0.52	114.74
AGO/2016	0.44	115.24
SET/2016	0.08	115.34
OUT/2016	0.26	115.64
NOV/2016	0.18	115.84
DEZ/2016	0.30	116.19
JAN/2017	0.38	116.63
FEV/2017	0.33	117.02
MAR/2017	0.25	117.31
ABR/2017	0.14	117.48
MAI/2017	0.31	117.84
JUN/2017	-0.23	117.57
JUL/2017	0.24	117.85
AGO/2017	0.19	118.07
SET/2017	0.16	118.26
OUT/2017	0.42	118.76
NOV/2017	0.28	119.09

(continua)

(conclusão)

Mês	Variação do IPCA no mês (%)	Número índice (JAN/2015 = 100)
DEZ/2017	0.44	119.62
JAN/2018	0.29	119.96
FEV/2018	0.32	120.35
MAR/2018	0.09	120.46
ABR/2018	0.22	120.72
MAI/2018	0.40	121.20
JUN/2018	1.26	122.73
JUL/2018	0.33	123.14
AGO/2018	-0.09	123.02
SET/2018	0.48	123.62
OUT/2018	0.45	124.17
NOV/2018	-0.21	123.91
DEZ/2018	0.15	124.10

Fonte: elaborado pela autora.com dados de IBGE (2019).

APÊNDICE J – FREQUÊNCIA DE OBSERVAÇÕES (MES)

<i>MES</i>	Período de Observação	Versões de Motocicletas	% Total de Versões
0	janeiro/2015	38	62.3%
1	fevereiro/2015	38	62.3%
2	março/2015	38	62.3%
3	abril/2015	38	62.3%
4	maio/2015	38	62.3%
5	junho/2015	38	62.3%
6	julho/2015	38	62.3%
7	agosto/2015	38	62.3%
8	setembro/2015	36	59.0%
9	outubro/2015	36	59.0%
10	novembro/2015	37	60.7%
11	dezembro/2015	39	63.9%
12	janeiro/2016	38	62.3%
13	fevereiro/2016	39	63.9%
14	março/2016	40	65.6%
15	abril/2016	40	65.6%
16	maio/2016	43	70.5%
17	junho/2016	44	72.1%
18	julho/2016	46	75.4%
19	agosto/2016	46	75.4%
20	setembro/2016	46	75.4%
21	outubro/2016	46	75.4%
22	novembro/2016	47	77.0%
23	dezembro/2016	47	77.0%
24	janeiro/2017	47	77.0%
25	fevereiro/2017	47	77.0%
26	março/2017	47	77.0%
27	abril/2017	47	77.0%
28	maio/2017	48	78.7%
29	junho/2017	48	78.7%
30	julho/2017	47	77.0%
31	agosto/2017	29	47.5%
32	setembro/2017	27	44.3%
33	outubro/2017	28	45.9%
34	novembro/2017	28	45.9%

(continua)

(conclusão)

MES	Período de Observação	Versões de Motocicletas	% Total de Versões
35	dezembro/2017	29	47.5%
36	janeiro/2018	29	47.5%
37	fevereiro/2018	29	47.5%
38	março/2018	31	50.8%
39	abril/2018	31	50.8%
40	maio/2018	31	50.8%
41	junho/2018	31	50.8%
42	julho/2018	31	50.8%
43	agosto/2018	28	45.9%
44	setembro/2018	28	45.9%
45	outubro/2018	28	45.9%
46	novembro/2018	28	45.9%
47	dezembro/2018	28	45.9%

Fonte: elaborado pela autora.

APÊNDICE L – VALORES ORIGINAIS DE *CILINDRADA*

<i>cilindrada (original)</i>	<i>cilindrada (centrada)</i>	Contagem de Observações	Contagem de VER
97.1	-51.9	31	1
109.1	-39.9	74	2
114	-35.0	62	2
123.7	-25.3	109	5
124.7	-24.3	196	8
124.8	-24.2	43	2
124.9	-24.1	127	4
125	-24.0	26	1
149	0	239	6
149.2	0.2	207	8
149.3	0.3	80	4
155	6.0	32	1
162.7	13.7	261	8
184.4	35.4	31	1
249	100.0	104	3
249.5	100.5	38	1
291.6	142.6	139	4

Fonte: elaborado pela autora.

APÊNDICE M: ASSOCIAÇÕES ENTRE VARIÁVEIS DE NÍVEL 2

observed frequency
expected frequency
adjusted residual

p_elet	flex	
	0	1
0	10	0
	4.262	5.738
	4.013	-4.013
1	16	35
	21.738	29.262
	-4.013	4.013

1 cell with expected frequency < 5

Pearson chi2(1) = 16.1011 Pr = 0.000
likelihood-ratio chi2(1) = 19.7822 Pr = 0.000

p_elet	fd_disco	
	0	1
0	10	0
	3.934	6.066
	4.294	-4.294
1	14	37
	20.066	30.934
	-4.294	4.294

1 cell with expected frequency < 5

Pearson chi2(1) = 18.4395 Pr = 0.000
likelihood-ratio chi2(1) = 21.8274 Pr = 0.000

i_elet	flex	
	0	1
0	16	0
	6.820	9.180
	5.403	-5.403
1	10	35
	19.180	25.820
	-5.403	5.403

Pearson chi2(1) = 29.1966 Pr = 0.000
likelihood-ratio chi2(1) = 35.5577 Pr = 0.000

flex	fd_disco	
	0	1
0	18	8
	10.230	15.770
	4.118	-4.118
1	6	29
	13.770	21.230
	-4.118	4.118

Pearson chi2(1) = 16.9602 Pr = 0.000
likelihood-ratio chi2(1) = 17.6054 Pr = 0.000

Ref Líquida	Automática	
	0	1
0	57	1
	54.197	3.803
	6.705	-6.705
1	0	3
	2.803	0.197
	-6.705	6.705

3 cells with expected frequency < 5
1 cell with expected frequency < 1

Pearson chi2(1) = 44.9612 Pr = 0.000
likelihood-ratio chi2(1) = 19.4249 Pr = 0.000

APÊNDICE N: ASSOCIAÇÕES ENTRE VARIÁVEIS DE NÍVEL 3

observed frequency
expected frequency
adjusted residual

Marca: Yamaha	Categoria: Scooter/Cub	
	0	1
0	10	4
	9.739	4.261
	0.242	-0.242
1	6	3
	6.261	2.739
	-0.242	0.242

2 cells with expected frequency < 5

Pearson chi2(1) = 0.0587 Pr = 0.809
likelihood-ratio chi2(1) = 0.0583 Pr = 0.809

Marca: Yamaha	Categoria: Trail	
	0	1
0	9	5
	9.739	4.261
	-0.686	0.686
1	7	2
	6.261	2.739
	0.686	-0.686

2 cells with expected frequency < 5

Pearson chi2(1) = 0.4710 Pr = 0.493
likelihood-ratio chi2(1) = 0.4833 Pr = 0.487

APÊNDICE O: ASSOCIAÇÕES ENTRE VARIÁVEIS DE NÍVEIS 2 E 3

observed frequency
expected frequency
adjusted residual

Scooter	flex	
	0	1
0	17	32
	20.885	28.115
	-2.530	2.530
1	9	3
	5.115	6.885
	2.530	-2.530

Pearson chi2(1) = 6.4034 Pr = 0.011
likelihood-ratio chi2(1) = 6.4731 Pr = 0.011

Scooter	Refrigeração: Líquida	
	0	1
0	49	0
	46.590	2.410
	3.589	-3.589
1	9	3
	11.410	0.590
	-3.589	3.589

2 cells with expected frequency < 5
1 cell with expected frequency < 1

Pearson chi2(1) = 12.8836 Pr = 0.000
likelihood-ratio chi2(1) = 10.4275 Pr = 0.001

Scooter	Automática	
	0	1
0	49	0
	45.787	3.213
	4.181	-4.181
1	8	4
	11.213	0.787
	-4.181	4.181

2 cells with expected frequency < 5

1 cell with expected frequency < 1

Pearson chi2(1) = 17.4795 Pr = 0.000
likelihood-ratio chi2(1) = 14.2521 Pr = 0.000

Trail	freio traseiro disco	
	0	1
0	40	5
	36.885	8.115
	2.358	-2.358
1	10	6
	13.115	2.885
	-2.358	2.358

1 cell with expected frequency < 5

Pearson chi2(1) = 5.5609 Pr = 0.018
likelihood-ratio chi2(1) = 5.0057 Pr = 0.025

APÊNDICE P – MODELOS ALTERNATIVOS DE M0 (REML)

M0b: 1 componente aleatório de intercepto(nível VER)

- Nível 1 (medidas repetidas):

$$\ln P_{tij} = \pi_{0ij} + \pi_{1ij} \cdot MES_{tij} + e_{tij}$$

- Nível 2 (versão da motocicleta):

$$\pi_{0ij} = \beta_{00j} + r_{0ij}$$

$$\pi_{1ij} = \beta_{10j}$$

lnP	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
mes	-.0007914	.0000723	-10.94	0.000	-.0009332	-.0006497
_cons	9.012255	.0378546	238.08	0.000	8.938061	9.086449
Random-effects Parameters		Estimate	Std. Err.	[95% Conf. Interval]		
VER: Identity						
	var(_cons)	.0872198	.0159327	.060971	.1247689	
	var(Residual)	.0009594	.0000326	.0008976	.0010253	
LR test vs. linear regression: chibar2(01) = 7616.32 Prob >= chibar2 = 0.0000						

Fonte: Stata.

Segundo o teste de razão de verossimilhança, o modelo M0 (modelo original de tendência linear sem efeitos aleatórios de inclinação, com dois componentes aleatórios de intercepto - níveis 2 e 3) apresenta um ajuste estatisticamente superior ($\chi^2=80,69$; $p=0.000$) ao ajuste do modelo M0b (modelo alternativo de tendência linear sem efeitos aleatórios de inclinação, com um único componente aleatório de intercepto: nível 2 - VER).

Likelihood-ratio test	LR chi2(1) =	80.69
(Assumption: M0b nested in M0)	Prob > chi2 =	0.0000

Fonte: Stata.

M0c: 1 componente aleatório de intercepto (nível 2 - MOD)

- Nível 1 (medidas repetidas):

$$\ln P_{tij} = \pi_{0ij} + \pi_{1ij} \cdot MES_{tij} + e_{tij}$$

- Nível 2 (modelo da motocicleta):

$$\pi_{0ij} = \beta_{00j} + r_{0ij}$$

$$\pi_{1ij} = \beta_{10j}$$

lnP	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
mes	.000109	.0001337	0.82	0.415	-.000153	.0003709
_cons	9.058176	.0692875	130.73	0.000	8.922375	9.193977
Random-effects Parameters		Estimate	Std. Err.	[95% Conf. Interval]		
MOD: Identity						
	var(_cons)	.1101197	.0332312	.0609529	.1989461	
	var(Residual)	.0044436	.0001492	.0041607	.0047458	
LR test vs. linear regression: chibar2(01) = 5166.71 Prob >= chibar2 = 0.0000						

Fonte: Stata.

Segundo o teste de razão de verossimilhança, o modelo M0 (modelo original de tendência linear sem efeitos aleatórios de inclinação, com dois componentes aleatórios de intercepto - níveis 2 e 3) apresenta um ajuste estatisticamente superior ($\chi^2=2530,29$; $p=0.000$) ao ajuste do modelo M0c (modelo alternativo de tendência linear sem efeitos aleatórios de inclinação, com um único componente aleatório de intercepto: nível 2 - MOD).

Likelihood-ratio test	LR chi2(1) =	2530.29
(Assumption: M0c nested in M0)	Prob > chi2 =	0.0000

Fonte: Stata.

APÊNDICE Q – MODELOS ALTERNATIVOS DE M1 (REML)

M1b: 1 componente aleatório de inclinação (nível 2 - VER)

- Nível 1 (medidas repetidas):

$$\ln P_{tij} = \pi_{0ij} + \pi_{1ij} \cdot MES_{tij} + e_{tij}$$

- Nível 2 (modelo da motocicleta):

$$\pi_{0ij} = \beta_{00j} + r_{0ij}$$

$$\pi_{1ij} = \beta_{10j} + r_{1ij}$$

- Nível 3 (modelo da motocicleta):

$$\beta_{00j} = \gamma_{000} + u_{00j}$$

$$\beta_{10j} = \gamma_{100}$$

lnP	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
mes	-.0019119	.0003865	-4.95	0.000	-.0026695	-.0011543
_cons	9.076218	.0691005	131.35	0.000	8.940784	9.211653
Random-effects Parameters		Estimate	Std. Err.	[95% Conf. Interval]		
MOD: Identity						
	var(_cons)	.1059999	.0334055	.0571548	.1965887	
VER: Independent						
	var(mes)	8.51e-06	1.76e-06	5.68e-06	.0000128	
	var(_cons)	.0064541	.0015504	.0040305	.0103351	
	var(Residual)	.0003337	.0000115	.0003119	.0003572	
LR test vs. linear regression: chi2(3) = 9299.42 Prob > chi2 = 0.0000						

Fonte: Stata.

Segundo o teste de razão de verossimilhança, o modelo M1 (modelo original de tendência linear, com dois componentes aleatórios de inclinação - níveis 2 e 3) apresenta um ajuste estatisticamente superior ($\chi^2=11,24$; $p=0.000$) ao ajuste do modelo M1b (modelo alternativo de tendência linear, com um único componente aleatório de inclinação - nível 2).

Likelihood-ratio test	LR chi2(1)	=	11.24
(Assumption: Mlb nested in M1)	Prob > chi2	=	0.0008

Fonte: Stata.

M1c: 1 componente aleatório de inclinação (nível 3 - MOD)

- Nível 1 (medidas repetidas):

$$\ln P_{tij} = \pi_{0ij} + \pi_{1ij} \cdot MES_{tij} + e_{tij}$$

- Nível 2 (modelo da motocicleta):

$$\pi_{0ij} = \beta_{00j} + r_{0ij}$$

$$\pi_{1ij} = \beta_{10j}$$

- Nível 3 (modelo da motocicleta):

$$\beta_{00j} = \gamma_{000} + u_{00j}$$

$$\beta_{10j} = \gamma_{100} + u_{10j}$$

Log restricted-likelihood = 3894.303				Wald chi2(1) = 7.89		
				Prob > chi2 = 0.0050		
lnP	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
mes	-.0012959	.0004612	-2.81	0.005	-.0021999	-.0003919
_cons	9.075686	.0687358	132.04	0.000	8.940966	9.210406
Random-effects Parameters		Estimate	Std. Err.	[95% Conf. Interval]		
MOD: Independent						
	var(mes)	4.78e-06	1.48e-06	2.60e-06	8.77e-06	
	var(_cons)	.1044992	.0331178	.0561502	.1944802	
VER: Identity						
	var(_cons)	.0071385	.0016559	.0045306	.0112475	
	var(Residual)	.000571	.0000195	.000534	.0006105	
LR test vs. linear regression:				chi2(3) = 8504.05	Prob > chi2 = 0.0000	

Fonte: Stata.

Segundo o teste de razão de verossimilhança, o modelo M1 apresenta um ajuste estatisticamente superior ($\chi^2=806,61$; $p=0.000$) ao ajuste do modelo M1c (modelo alternativo de tendência linear, com um único componente aleatório de inclinação - nível 3).

Likelihood-ratio test	LR chi2(1) = 806.61
(Assumption: M1c nested in M1)	Prob > chi2 = 0.0000

Fonte: Stata.

APÊNDICE R – INCORPORAÇÃO DAS VARIÁVEIS DE NÍVEL 2 (BACKWARD)

Variable	M2	M3	M4	M5	M6	M7
mes	-0.0016	-0.0016	-0.0016	-0.0016	-0.0016	-0.0016
	0.0017	0.0017	0.0017	0.0017	0.0017	0.0017
cilindrada	0.0067	0.0067	0.0068	0.0069	0.0066	0.0069
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
sqcilindrada	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000
	0.0199	0.0176	0.0082	0.0058	0.0069	0.0073
p_elet	0.0528	0.0530	0.0533	0.0505	0.0522	0.0508
	0.0673	0.0652	0.0628	0.0715	0.0599	0.0625
fd_disco	0.0987	0.0983	0.0998	0.0993	0.0929	0.0947
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
c_auto	-0.0087					
	0.9529					
r_liq	0.0514	0.0436				
	0.7670	0.6916				
i_elet	0.0190	0.0187	0.0213			
	0.6163	0.6151	0.5593			
flex	-0.0249	-0.0242	-0.0300	-0.0237		
	0.5471	0.5501	0.4233	0.5051		
ft_disco	0.0355	0.0364	0.0420	0.0399	0.0392	
	0.5569	0.5440	0.4721	0.4907	0.4963	

legend: b/p

Fonte: Stata.

APÊNDICE S – MODELOS ALTERNATIVOS DE M7 (REML)

M7b: um componente aleatório de inclinação (nível 2)

- Nível 1 (medidas repetidas):

$$\ln P_{tij} = \pi_{0ij} + \pi_{1ij} \cdot MES_{tij} + e_{tij}$$

- Nível 2 (versão da motocicleta):

$$\begin{aligned} \pi_{0ij} = & \beta_{00j} + \beta_{01j} \cdot cilindrada_{ij} + \beta_{02j} \cdot cilindrada^2_{ij} \\ & + \beta_{03j} \cdot p_elet_{ij} + \beta_{04j} \cdot fd_disco_{ij} + r_{0ij} \end{aligned}$$

$$\pi_{1ij} = \beta_{10j} + r_{1ij}$$

- Nível 3 (modelo da motocicleta):

$$\beta_{00j} = \gamma_{000} + u_{00j}$$

$$\beta_{01j} = \gamma_{010}$$

$$\beta_{02j} = \gamma_{020}$$

$$\beta_{03j} = \gamma_{030}$$

$$\beta_{04j} = \gamma_{040}$$

$$\beta_{10j} = \gamma_{100}$$

Log restricted-likelihood = 4305.8051				Wald chi2(5)	=	194.40
				Prob > chi2	=	0.0000
lnP	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
mes	-.0019004	.0003828	-4.96	0.000	-.0026506	-.0011501
cilindrada	.00687	.0010194	6.74	0.000	.0048721	.008868
sqcilindrada	-.000025	9.31e-06	-2.68	0.007	-.0000432	-6.74e-06
p_elet	.0508717	.0275858	1.84	0.065	-.0031955	.104939
fd_disco	.0954768	.0197829	4.83	0.000	.056703	.1342505
_cons	8.937775	.0404326	221.05	0.000	8.858529	9.017022
Random-effects Parameters		Estimate	Std. Err.	[95% Conf. Interval]		
MOD: Identity						
	var(_cons)	.0145797	.0050706	.0073742	.0288259	
VER: Independent						
	var(mes)	8.37e-06	1.73e-06	5.59e-06	.0000125	
	var(_cons)	.0029315	.0007379	.0017899	.0048014	
	var(Residual)	.000334	.0000116	.0003121	.0003574	
LR test vs. linear regression: chi2(3) = 6014.87 Prob > chi2 = 0.0000						

Fonte: Stata.

Segundo o teste de razão de verossimilhança, o modelo M7 (com dois componentes aleatórios de inclinação - níveis 2 e 3) apresenta um ajuste estatisticamente superior ($\chi^2=11,42$; $p=0.000$) ao ajuste do modelo M7b (modelo alternativo de M7, com um único componente aleatório de inclinação - nível 2).

Likelihood-ratio test	LR chi2(1)	=	11.42
(Assumption: M7b nested in M7)	Prob > chi2	=	0.0007

Fonte: Stata.

M7c: 1 componente aleatório de inclinação (nível 3)

- Nível 1 (medidas repetidas):

$$\ln P_{tij} = \pi_{0ij} + \pi_{1ij} \cdot MES_{tij} + e_{tij}$$

- Nível 2 (versão da motocicleta):

$$\begin{aligned} \pi_{0ij} = & \beta_{00j} + \beta_{01j} \cdot cilindrada_{ij} + \beta_{02j} \cdot cilindrada^2_{ij} \\ & + \beta_{03j} \cdot p_elet_{ij} + \beta_{04j} \cdot fd_disco_{ij} + r_{0ij} \end{aligned}$$

$$\pi_{1ij} = \beta_{10j}$$

- Nível 3 (modelo da motocicleta):

$$\beta_{00j} = \gamma_{000} + u_{00j}$$

$$\beta_{01j} = \gamma_{010}$$

$$\beta_{02j} = \gamma_{020}$$

$$\beta_{03j} = \gamma_{030}$$

$$\beta_{04j} = \gamma_{040}$$

$$\beta_{10j} = \gamma_{100} + u_{10j}$$

Log restricted-likelihood = 3903.1644				Wald chi2(5)	=	154.44
				Prob > chi2	=	0.0000
lnP	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
mes	-.0012918	.0004601	-2.81	0.005	-.0021935	-.00039
cilindrada	.0068664	.0010671	6.43	0.000	.0047749	.0089578
sqcilindrada	-.0000247	9.66e-06	-2.55	0.011	-.0000436	-5.72e-06
p_elet	.0258621	.0335177	0.77	0.440	-.0398313	.0915555
fd_disco	.0981137	.0239117	4.10	0.000	.0512476	.1449798
_cons	8.954955	.0438736	204.11	0.000	8.868965	9.040946
Random-effects Parameters		Estimate	Std. Err.	[95% Conf. Interval]		
MOD: Independent						
	var(mes)	4.75e-06	1.48e-06	2.59e-06	8.73e-06	
	var(_cons)	.0138881	.0051102	.0067521	.0285659	
VER: Identity						
	var(_cons)	.0044639	.0010523	.0028123	.0070856	
	var(Residual)	.0005711	.0000195	.0005341	.0006106	
LR test vs. linear regression: chi2(3) = 5209.59 Prob > chi2 = 0.0000						

Fonte: Stata.

Segundo o teste de razão de verossimilhança, o modelo M7 apresenta um ajuste estatisticamente superior ($\chi^2=816,70$; $p=0.000$) ao ajuste do modelo M7c (modelo alternativo de M7, com um único componente aleatório de inclinação - nível 3).

Likelihood-ratio test	LR chi2(1)	=	816.70
(Assumption: M7c nested in M7)	Prob > chi2	=	0.0000

Fonte: Stata.

APÊNDICE T – MODELOS ALTERNATIVOS DE M8 (REML)

M8b: um componente aleatório de inclinação (nível 2)

- Nível 1 (medidas repetidas):

$$\ln P_{tij} = \pi_{0ij} + \pi_{1ij} \cdot MES_{tij} + e_{tij} \quad (8.18)$$

- Nível 2 (versão da motocicleta):

$$\pi_{0ij} = \beta_{00j} + \beta_{01j} \cdot cilindrada_{ij} + \beta_{02j} \cdot cilindrada^2_{ij} \quad (8.19a)$$

$$+ \beta_{03j} \cdot p_elet_{ij} + \beta_{04j} \cdot fd_disco_{ij} + r_{0ij}$$

$$\pi_{1ij} = \beta_{10j} + r_{1ij} \quad (8.19b)$$

- Nível 3 (modelo da motocicleta):

$$\beta_{00j} = \gamma_{000} + \gamma_{001} \cdot yamaha_j + \gamma_{002} \cdot scooter_j \quad (8.20a)$$

$$+ \gamma_{003} \cdot trail_j + u_{00j}$$

$$\beta_{01j} = \gamma_{010} \quad (8.20b)$$

$$\beta_{02j} = \gamma_{020} \quad (8.20c)$$

$$\beta_{03j} = \gamma_{030} \quad (8.20d)$$

$$\beta_{04j} = \gamma_{040} \quad (8.20e)$$

$$\beta_{10j} = \gamma_{100} \quad (8.20f)$$

Log restricted-likelihood = 4308.9453				Wald chi2(8)	=	376.47
				Prob > chi2	=	0.0000
lnP	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
mes	-.0018983	.0003828	-4.96	0.000	-.0026485	-.0011481
cilindrada	.0069086	.0008851	7.81	0.000	.0051739	.0086433
sqcilindrada	-.0000265	7.32e-06	-3.62	0.000	-.0000409	-.0000122
p_elet	.0557918	.0271214	2.06	0.040	.0026348	.1089488
fd_disco	.0970581	.0198132	4.90	0.000	.0582249	.1358912
yamaha	-.0723968	.0372884	-1.94	0.052	-.1454808	.0006872
scooter	.0953125	.0506628	1.88	0.060	-.0039846	.1946097
trail	.2007698	.0427057	4.70	0.000	.1170682	.2844715
_cons	8.875346	.0416032	213.33	0.000	8.793805	8.956886
Random-effects Parameters		Estimate	Std. Err.	[95% Conf. Interval]		
MOD: Identity						
	var(_cons)	.0054356	.0023607	.0023204	.0127329	
VER: Independent						
	var(mes)	8.37e-06	1.72e-06	5.59e-06	.0000125	
	var(_cons)	.002925	.0007296	.001794	.0047692	
	var(Residual)	.0003339	.0000116	.000312	.0003574	
LR test vs. linear regression: chi2(3) = 4768.04 Prob > chi2 = 0.0000						

Fonte: Stata.

Segundo o teste de razão de verossimilhança, o modelo M8 (com dois componentes aleatórios de inclinação - níveis 2 e 3) apresenta um ajuste estatisticamente superior ($\chi^2=11,31$; $p=0.000$) ao ajuste do modelo M8b (modelo alternativo de M8, com um único componente aleatório de inclinação - nível 2).

Likelihood-ratio test	LR chi2(1)	=	11.31
(Assumption: M8b nested in M8)	Prob > chi2	=	0.0008

Fonte: Stata.

M8c: 1 componente aleatório de inclinação (nível 3)

- Nível 1 (medidas repetidas):

$$\ln P_{tij} = \pi_{0ij} + \pi_{1ij} \cdot MES_{tij} + e_{tij} \quad (8.18)$$

- Nível 2 (versão da motocicleta):

$$\pi_{0ij} = \beta_{00j} + \beta_{01j} \cdot cilindrada_{ij} + \beta_{02j} \cdot cilindrada^2_{ij} \quad (8.19a)$$

$$+ \beta_{03j} \cdot p_elet_{ij} + \beta_{04j} \cdot fd_disco_{ij} + r_{0ij}$$

$$\pi_{1ij} = \beta_{10j} \quad (8.19b)$$

- Nível 3 (modelo da motocicleta):

$$\beta_{00j} = \gamma_{000} + \gamma_{001} \cdot yamaha_j + \gamma_{002} \cdot scooter_j \quad (8.20a)$$

$$+ \gamma_{003} \cdot trail_j + u_{00j}$$

$$\beta_{01j} = \gamma_{010} \quad (8.20b)$$

$$\beta_{02j} = \gamma_{020} \quad (8.20c)$$

$$\beta_{03j} = \gamma_{030} \quad (8.20d)$$

$$\beta_{04j} = \gamma_{040} \quad (8.20e)$$

$$\beta_{10j} = \gamma_{100} + u_{10j} \quad (8.20f)$$

Log restricted-likelihood = 3905.1015				Wald chi2(8)	=	289.75
				Prob > chi2	=	0.0000
lnP	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
mes	-.00129	.0004604	-2.80	0.005	-.0021923	-.0003877
cilindrada	.0070204	.0009748	7.20	0.000	.0051099	.0089309
sqcilindrada	-.0000271	8.02e-06	-3.38	0.001	-.0000428	-.0000114
p_elet	.0318946	.0328569	0.97	0.332	-.0325038	.096293
fd_disco	.0995078	.0239455	4.16	0.000	.0525755	.1464401
yamaha	-.0754991	.0398936	-1.89	0.058	-.1536891	.002691
scooter	.0986642	.0543487	1.82	0.069	-.0078572	.2051856
trail	.1863617	.0456224	4.08	0.000	.0969434	.27578
_cons	8.898087	.0461157	192.95	0.000	8.807701	8.988472
Random-effects Parameters		Estimate	Std. Err.	[95% Conf. Interval]		
MOD: Independent						
var(mes)		4.76e-06	1.48e-06	2.59e-06	8.74e-06	
var(_cons)		.0057772	.0026878	.0023212	.014379	
VER: Identity						
var(_cons)		.0044404	.0010312	.0028168	.0069999	
var(Residual)		.0005711	.0000195	.0005341	.0006106	
LR test vs. linear regression: chi2(3) = 3960.36 Prob > chi2 = 0.0000						

Fonte: Stata.

Segundo o teste de razão de verossimilhança, o modelo M8 apresenta um ajuste estatisticamente superior ($\chi^2=819,00$; $p=0.000$) ao ajuste do modelo M8c (modelo alternativo de M8, com um único componente aleatório de inclinação - nível 3).

Likelihood-ratio test	LR chi2(1)	=	819.00
(Assumption: M8c nested in M8)	Prob > chi2	=	0.0000

Fonte: Stata.

APÊNDICE U – INCORPORAÇÃO DAS INTERAÇÕES (BACKWARD)

Variable	M9	M10	M11	M12	M13	M14	M15	M16	M17	M18
MES_yamaha	0.0023	0.0023	0.0023	0.0023	0.0023	0.0021	0.0019	0.0018	0.0020	0.0020
MES_scooter	0.0385	0.0320	0.0235	0.0251	0.0256	0.0327	0.0492	0.0539	0.0268	0.0238
MES_trail	-0.0000	0.9977								
MES_i_elet	-0.0001	-0.0001								
MES_flex	0.9149	0.9117								
MES_p_elet	0.0059	0.0059	0.0058	0.0059	0.0058	0.0056	0.0056	0.0054	0.0051	0.0052
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	-0.0014	-0.0015	-0.0015	-0.0015	-0.0011	-0.0015	-0.0015	-0.0013	-0.0016	-0.0014
	0.2176	0.2036	0.1916	0.1986	0.2595	0.1015	0.0997	0.1241	0.0505	0.0670
	-0.0006	-0.0006	-0.0006							
	0.5560	0.5405	0.5199							
	0.0006	0.0006	0.0006	0.0004						
	0.4391	0.4286	0.4114	0.5373						
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000					
	0.4989	0.4107	0.3891	0.2803	0.2686					
	0.0039	0.0039	0.0039	0.0040	0.0040	0.0031				
	0.2692	0.2483	0.2269	0.2178	0.2220	0.3137				
	-0.0038	-0.0038	-0.0038	-0.0040	-0.0035	-0.0033	-0.0011			
	0.2428	0.1978	0.1888	0.1728	0.2096	0.2336	0.5153			
	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000		
	0.3450	0.2235	0.2151	0.1171	0.1059	0.2332	0.2048	0.2547		
	0.0019	0.0018	0.0017	0.0019	0.0020	0.0020	0.0022	0.0020	0.0008	
	0.2355	0.2379	0.2559	0.2001	0.1700	0.1783	0.1283	0.1637	0.4179	

Legend: b/p

Fonte: Stata.

APÊNDICE V – MODELOS ALTERNATIVOS DE M18 (REML)

M18b: Um componente aleatório de inclinação (nível 2)

- Nível 1 (medidas repetidas):

$$\ln P_{tij} = \pi_{0ij} + \pi_{1ij} \cdot MES_{tij} + e_{tij} \quad (8.4)$$

- Nível 2 (versão da motocicleta):

$$\pi_{0ij} = \beta_{00j} + \beta_{01j} \cdot cilindrada_{ij} + \beta_{02j} \cdot cilindrada_{ij}^2 \quad (8.5)$$

$$+ \beta_{03j} \cdot p_{elet}_{ij} + \beta_{04j} \cdot fd_{disco}_{ij} + r_{0ij}$$

$$\pi_{1ij} = \beta_{10j} + \beta_{11j} \cdot i_{elet}_{ij} + \beta_{12j} \cdot flex_{ij} + r_{1ij} \quad (8.6)$$

- Nível 3 (modelo da motocicleta):

$$\beta_{00j} = \gamma_{000} + \gamma_{001} \cdot yamaha_j + \gamma_{002} \cdot scooter_j + \gamma_{003} \cdot trail_j \quad (8.7)$$

$$+ u_{00j}$$

$$\beta_{01j} = \gamma_{010} \quad (8.8)$$

$$\beta_{02j} = \gamma_{020} \quad (8.9)$$

$$\beta_{03j} = \gamma_{030} \quad (8.10)$$

$$\beta_{04j} = \gamma_{040} \quad (8.11)$$

$$\beta_{10j} = \gamma_{100} + \gamma_{011} \cdot yamaha_j \quad (8.12)$$

$$\beta_{11j} = \gamma_{110} \quad (8.13)$$

$$\beta_{12j} = \gamma_{120} \quad (8.14)$$

Log restricted-likelihood = 4306.4308				Wald chi2(11)	=	437.03
				Prob > chi2	=	0.0000
lnP	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
mes	-.0054349	.0006641	-8.18	0.000	-.0067365	-.0041334
cilindrada	.0068999	.0008769	7.87	0.000	.0051813	.0086185
sqcilindrada	-.0000264	7.25e-06	-3.64	0.000	-.0000406	-.0000122
p_elet	.0558391	.026746	2.09	0.037	.0034179	.1082604
fd_disco	.0964595	.0195307	4.94	0.000	.05818	.134739
yamaha	-.0747344	.0370008	-2.02	0.043	-.1472546	-.0022141
scooter	.0944679	.0502597	1.88	0.060	-.0040394	.1929751
trail	.1991623	.0423655	4.70	0.000	.1161274	.2821972
MES_i_elet	.0052503	.0009494	5.53	0.000	.0033895	.007111
MES_flex	-.0017555	.0008198	-2.14	0.032	-.0033623	-.0001487
MES_yamaha	.0019584	.0006368	3.08	0.002	.0007104	.0032065
_cons	8.876401	.0412223	215.33	0.000	8.795607	8.957195
Random-effects Parameters		Estimate	Std. Err.	[95% Conf. Interval]		
MOD: Identity						
	var(_cons)	.0053714	.0023256	.0022991	.0125493	
VER: Independent						
	var(mes)	4.92e-06	1.05e-06	3.23e-06	7.47e-06	
	var(_cons)	.0028447	.0007025	.0017532	.0046158	
	var(Residual)	.0003341	.0000116	.0003122	.0003575	
LR test vs. linear regression:				chi2(3)	=	4560.20
				Prob > chi2	=	0.0000

Fonte: Stata.

Segundo o teste de razão de verossimilhança, o modelo M18 (com dois componentes aleatórios de inclinação, no nível 2 e no nível 3) apresenta um ajuste estatisticamente superior ($\chi^2=9,36$; $p=0.001$) ao ajuste do modelo M18b (com um único componente aleatório de inclinação, no nível 2).

Likelihood-ratio test	LR chi2(1)	=	9.36
(Assumption: M18b nested in M18)	Prob > chi2	=	0.0022

Fonte: Stata.

M18c: Um componente aleatório de inclinação (nível 3)

- Nível 1 (medidas repetidas):

$$\ln P_{tij} = \pi_{0ij} + \pi_{1ij} \cdot MES_{tij} + e_{tij} \quad (8.4)$$

- Nível 2 (versão da motocicleta):

$$\pi_{0ij} = \beta_{00j} + \beta_{01j} \cdot cilindrada_{ij} + \beta_{02j} \cdot cilindrada_{ij}^2 \quad (8.5)$$

$$+ \beta_{03j} \cdot p_elet_{ij} + \beta_{04j} \cdot fd_disco_{ij} + r_{0ij}$$

$$\pi_{1ij} = \beta_{10j} + \beta_{11j} \cdot i_elet_{ij} + \beta_{12j} \cdot flex_{ij} \quad (8.6)$$

- Nível 3 (modelo da motocicleta):

$$\begin{aligned} \beta_{00j} = & \gamma_{000} + \gamma_{001} \cdot yamaha_j + \gamma_{002} \cdot scooter_j + \gamma_{003} \cdot trail_j \\ & + u_{00j} \end{aligned} \quad (8.7)$$

$$\beta_{01j} = \gamma_{010} \quad (8.8)$$

$$\beta_{02j} = \gamma_{020} \quad (8.9)$$

$$\beta_{03j} = \gamma_{030} \quad (8.10)$$

$$\beta_{04j} = \gamma_{040} \quad (8.11)$$

$$\beta_{10j} = \gamma_{100} + \gamma_{011} \cdot yamaha_j + u_{10j} \quad (8.12)$$

$$\beta_{11j} = \gamma_{110} \quad (8.13)$$

$$\beta_{12j} = \gamma_{120} \quad (8.14)$$

Log restricted-likelihood = 4063.8867				Wald chi2(11)	=	730.70
				Prob > chi2	=	0.0000
lnP	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
mes	-.0068011	.0006892	-9.87	0.000	-.0081518	-.0054503
cilindrada	.0068733	.0009004	7.63	0.000	.0051086	.008638
sqcilindrada	-.0000258	7.46e-06	-3.46	0.001	-.0000404	-.0000112
p_elet	.056355	.0271265	2.08	0.038	.0031879	.109522
fd_disco	.096116	.0197048	4.88	0.000	.0574953	.1347366
yamaha	-.0772171	.0382009	-2.02	0.043	-.1520895	-.0023446
scooter	.1013043	.0518559	1.95	0.051	-.0003315	.2029401
trail	.1892899	.043769	4.32	0.000	.1035042	.2750755
MES_i_elet	.0062175	.0003176	19.58	0.000	.0055951	.0068399
MES_flex	-.0005003	.0002274	-2.20	0.028	-.0009461	-.0000546
MES_yamaha	.0019739	.0010238	1.93	0.054	-.0000328	.0039806
_cons	8.875221	.0424621	209.02	0.000	8.791997	8.958446
Random-effects Parameters		Estimate	Std. Err.	[95% Conf. Interval]		
MOD: Independent						
	var(mes)	5.65e-06	1.83e-06	2.99e-06	.0000107	
	var(_cons)	.0058304	.0024984	.0025174	.0135035	
VER: Identity						
	var(_cons)	.0029556	.0006928	.001867	.004679	
	var(Residual)	.0004675	.000016	.0004372	.0004999	
LR test vs. linear regression:				chi2(3)	=	4075.12
				Prob > chi2	=	0.0000

Fonte: Stata.

Segundo o teste de razão de verossimilhança, o modelo M18 (com dois componentes aleatórios de inclinação, no nível 2 e no nível 3) apresenta um ajuste estatisticamente superior ($\chi^2=494,45$; $p=0.000$) ao ajuste do modelo M18c (com um único componente aleatório de inclinação, no nível 3).

Likelihood-ratio test	LR chi2(1)	=	494.45
(Assumption: M18c nested in M18)	Prob > chi2	=	0.0000

Fonte: Stata.

APÊNDICE W – MODELO M20 (REML)

Log restricted-likelihood = 4314.25				Wald chi2(11)	=	575.73
				Prob > chi2	=	0.0000
lnP	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
mes	-.0053061	.0008073	-6.57	0.000	-.0068883	-.0037239
cilindrada	.0068822	.0007932	8.68	0.000	.0053276	.0084368
sqcilindrada	-.0000251	6.44e-06	-3.90	0.000	-.0000378	-.0000125
p_elet	.0515406	.0261583	1.97	0.049	.0002712	.10281
fd_disco	.0974166	.0192242	5.07	0.000	.0597379	.1350954
yamaha	-.0717563	.0364787	-1.97	0.049	-.1432533	-.0002594
city	-.1089836	.0429431	-2.54	0.011	-.1931506	-.0248165
trail	.0901632	.0479455	1.88	0.060	-.0038082	.1841347
MES_i_elet	.0050622	.0008854	5.72	0.000	.0033267	.0067976
MES_flex	-.0016827	.0007475	-2.25	0.024	-.0031477	-.0002176
MES_yamaha	.0019748	.0008441	2.34	0.019	.0003204	.0036292
_cons	8.979567	.0489071	183.60	0.000	8.883711	9.075423
Random-effects Parameters		Estimate	Std. Err.	[95% Conf. Interval]		
MOD: Unstructured						
	var(mes)	2.35e-06	1.28e-06	8.05e-07	6.85e-06	
	var(_cons)	.0053457	.0022274	.0023623	.0120971	
	cov(mes,_cons)	-.0000796	.000041	-.00016	8.29e-07	
VER: Unstructured						
	var(mes)	2.79e-06	7.63e-07	1.64e-06	4.77e-06	
	var(_cons)	.0028153	.0006946	.0017358	.004566	
	cov(mes,_cons)	-8.02e-06	.0000164	-.0000401	.000024	
	var(Residual)	.0003342	.0000116	.0003123	.0003576	
LR test vs.linear regression: chi2(6) = 4575.84 Prob > chi2 = 0.0000						

Fonte: Stata.

APÊNDICE X – DO-FILE STATA

* 8.1. *Modelo de tendência linear sem efeitos aleatórios de inclinação:*

```
xtmixed lnP mes || MOD: || VER:, var nolog reml
estimates store M0

predict u00j r0ij, reffects
graph hbar (mean) r0ij, over (VER)
graph hbar (mean) u00j, over (MOD)

predict yhat0, fitted
xtline yhat0 if select==1, overlay
```

* APÊNDICE P – *MODELOS ALTERNATIVOS DE M0 (REML):*

```
xtmixed lnP mes || VER:, var nolog reml
estimates store M0b
lrtest M0 M0b
xtmixed lnP mes || MOD:, var nolog reml
estimates store M0c
lrtest M0 M0c
```

* 8.2. *Modelo de tendência linear com efeitos aleatórios de inclinação:*

```
xtmixed lnP mes || MOD: mes || VER: mes, var nolog reml
estimates store M1

predict u10j_m1 u00j_m1 r1ij_m1 r0ij_m1, reffects
graph hbar (mean) r1ij_m1, over (VER)
graph hbar (mean) u10j_m1, over (MOD)

predict yhat1, fitted
xtline yhat1 if select==1, overlay
```

* APÊNDICE Q – *MODELOS ALTERNATIVOS DE M1 (REML):*

```
xtmixed lnP mes || MOD: || VER: mes, var nolog reml
estimates store M1b
lrtest M1 M1b
xtmixed lnP mes || MOD: mes || VER: , var nolog reml
estimates store M1c
lrtest M1 M1c
```

* *teste de razão de verossimilhança entre M0 e M1:*

```
xtmixed lnP mes || MOD: || VER:, var nolog ml
estimates store M0ml
```



```
xtmixed lnP mes || MOD: mes || VER: mes, var nolog ml
estimates store M1ml
lrtest M1ml M0ml
```

*** 8.3. Incorporação de variáveis explicativas (nível 2):**

```
xtmixed lnP mes cilindrada sqcilindrada p_elet i_elet flex r_liq c_auto ft_disco fd_disco ||
MOD: mes || VER: mes, var nolog reml
estimates store M2
xtmixed lnP mes cilindrada sqcilindrada p_elet i_elet flex r_liq ft_disco fd_disco || MOD:
mes || VER: mes, var nolog reml
estimates store M3
xtmixed lnP mes cilindrada sqcilindrada p_elet i_elet flex ft_disco fd_disco || MOD: mes ||
VER: mes, var nolog reml
estimates store M4
xtmixed lnP mes cilindrada sqcilindrada p_elet flex ft_disco fd_disco || MOD: mes || VER:
mes, var nolog reml
estimates store M5
xtmixed lnP mes cilindrada sqcilindrada p_elet ft_disco fd_disco || MOD: mes || VER:
mes, var nolog reml
estimates store M6
xtmixed lnP mes cilindrada sqcilindrada p_elet fd_disco || MOD: mes || VER: mes, var
nolog reml
estimates store M7
```

*** APÊNDICE R – INCORPORAÇÃO DAS VARIÁVEIS DE NÍVEL 2 (BACKWARD):**

```
estimates table M2 M3 M4 M5 M6 M7, keep(mes cilindrada sqcilindrada p_elet fd_disco
c_auto r_liq i_elet flex ft_disco) b(%5.4f) p
```

*** APÊNDICE S – MODELOS ALTERNATIVOS DE M7 (REML):**

```
xtmixed lnP mes cilindrada sqcilindrada p_elet fd_disco || MOD: || VER: mes, var nolog
reml
estimates store M7b
xtmixed lnP mes cilindrada sqcilindrada p_elet fd_disco || MOD: mes || VER:., var nolog
reml
estimates store M7c
lrtest M7 M7b
lrtest M7 M7c
```

*** teste de razão de verossimilhança entre M1 e M7:**

```
xtmixed lnP mes cilindrada sqcilindrada p_elet fd_disco || MOD: mes || VER: mes, var
nolog ml
estimates store M7ml
lrtest M7ml M1ml
```

*** 8.4. Incorporação de variáveis explicativas (nível 3):**

```
xtmixed lnP mes cilindrada sqcilindrada p_elet fd_disco yamaha scooter trail || MOD: mes
|| VER: mes, var nolog reml
estimates store M8
```

*** APÊNDICE T – MODELOS ALTERNATIVOS DE M8 (REML):**

```
xtmixed lnP mes cilindrada sqcilindrada p_elet fd_disco || MOD: || VER: mes, var nolog
reml
estimates store M8b
xtmixed lnP mes cilindrada sqcilindrada p_elet fd_disco || MOD: mes || VER:, var nolog
reml
estimates store M8c
lrtest M8 M8b
lrtest M8 M8c
```

*** teste de razão de verossimilhança entre M8 e M7:**

```
xtmixed lnP mes cilindrada sqcilindrada p_elet fd_disco yamaha scooter trail || MOD: mes
|| VER: mes, var nolog ml
estimates store M8ml
lrtest M8ml M7ml
```

*** 8.5. Incorporação de interações (MES):**

```
xtmixed lnP mes cilindrada sqcilindrada p_elet fd_disco yamaha scooter trail
MES_cilindrada MES_sqcilindrada MES_p_elet MES_i_elet MES_flex MES_r_liq
MES_c_auto MES_ft_disco MES_fd_disco MES_yamaha MES_scooter MES_trail || MOD:
mes || VER: mes, var nolog reml
estimates store M9
xtmixed lnP mes cilindrada sqcilindrada p_elet fd_disco yamaha scooter trail
MES_cilindrada MES_sqcilindrada MES_p_elet MES_i_elet MES_flex MES_r_liq
MES_c_auto MES_ft_disco MES_fd_disco MES_yamaha MES_trail || MOD: mes || VER:
mes, var nolog reml
estimates store M10
xtmixed lnP mes cilindrada sqcilindrada p_elet fd_disco yamaha scooter trail
MES_cilindrada MES_sqcilindrada MES_p_elet MES_i_elet MES_flex MES_r_liq
MES_c_auto MES_ft_disco MES_fd_disco MES_yamaha || MOD: mes || VER: mes, var
nolog reml
estimates store M11
xtmixed lnP mes cilindrada sqcilindrada p_elet fd_disco yamaha scooter trail
MES_cilindrada MES_sqcilindrada MES_i_elet MES_flex MES_r_liq MES_c_auto
MES_ft_disco MES_fd_disco MES_yamaha || MOD: mes || VER: mes, var nolog reml
estimates store M12
```

```

xtmixed lnP mes cilindrada sqcilindrada p_elet fd_disco yamaha scooter trail
MES_cilindrada MES_sqcilindrada MES_i_elet MES_flex MES_r_liq MES_c_auto
MES_ft_disco MES_yamaha || MOD: mes || VER: mes, var nolog reml
estimates store M13
xtmixed lnP mes cilindrada sqcilindrada p_elet fd_disco yamaha scooter trail
MES_cilindrada MES_i_elet MES_flex MES_r_liq MES_c_auto MES_ft_disco
MES_yamaha || MOD: mes || VER: mes, var nolog reml
estimates store M14
xtmixed lnP mes cilindrada sqcilindrada p_elet fd_disco yamaha scooter trail
MES_cilindrada MES_i_elet MES_flex MES_c_auto MES_ft_disco MES_yamaha || MOD:
mes || VER: mes, var nolog reml
estimates store M15
xtmixed lnP mes cilindrada sqcilindrada p_elet fd_disco yamaha scooter trail
MES_cilindrada MES_i_elet MES_flex MES_ft_disco MES_yamaha || MOD: mes || VER:
mes, var nolog reml
estimates store M16
xtmixed lnP mes cilindrada sqcilindrada p_elet fd_disco yamaha scooter trail MES_i_elet
MES_flex MES_ft_disco MES_yamaha || MOD: mes || VER: mes, var nolog reml
estimates store M17
xtmixed lnP mes cilindrada sqcilindrada p_elet fd_disco yamaha scooter trail MES_i_elet
MES_flex MES_yamaha || MOD: mes || VER: mes, var nolog reml
estimates store M18

```

**teste de razão de verossimilhança entre M8 e M18:*

```

xtmixed lnP mes cilindrada sqcilindrada p_elet fd_disco yamaha scooter trail MES_i_elet
MES_flex MES_yamaha || MOD: mes || VER: mes, var nolog ml
estimates store M18ml
lrtest M18ml M8ml

```

** APÊNDICE U – INCORPORAÇÃO DAS INTERAÇÕES (BACKWARD):*

```

estimates table M10 M11 M12 M13 M14 M15 M16 M17 M18, keep(MES_yamaha
MES_scooter MES_trail MES_i_elet MES_flex MES_p_elet MES_fd_disco
MES_sqcilindrada MES_r_liq MES_c_auto MES_cilindrada MES_ft_disco) b(%5.4f) p

```

** APÊNDICE V – MODELOS ALTERNATIVOS DE M18 (REML):*

```

xtmixed lnP mes cilindrada sqcilindrada p_elet fd_disco yamaha scooter trail MES_i_elet
MES_flex MES_yamaha || MOD: || VER: mes, var nolog reml
estimates store M18b
xtmixed lnP mes cilindrada sqcilindrada p_elet fd_disco yamaha scooter trail MES_i_elet
MES_flex MES_yamaha || MOD: mes || VER:, var nolog reml
estimates store M18c
lrtest M18 M18b
lrtest M18 M18c

```

*** 8.6. Estimação da estrutura de covariância:**

```
xtmixed lnP mes cilindrada sqcilindrada p_elet fd_disco yamaha scooter trail MES_i_elet
MES_flex MES_yamaha || MOD: mes, covariance(unstructured) || VER: mes,
covariance(unstructured) var nolog reml
estat recovariance
estimates store M19
```

**teste de razão de verossimilhança entre M19 e M18*

```
lrtest M19 M18
```

*** APÊNDICE W – MODELO M20 (REML):**

```
xtmixed lnP mes cilindrada sqcilindrada p_elet fd_disco yamaha city trail MES_i_elet
MES_flex MES_yamaha || MOD: mes, covariance(unstructured) || VER: mes,
covariance(unstructured) var nolog reml
estimates store M20
```