

# Determinantes da demanda por encomendas dos Correios do Brasil: uma abordagem sobre a modalidade à vista

## *Determinants of parcels demand from Brazilian Post: an approach to the cash modality*

**Resumo:** Este artigo tem por objetivo estimar uma equação para a demanda de encomendas dos Correios do Brasil, modalidade à vista, bem como buscar determinar a elasticidade-preço da demanda e a elasticidade-renda da demanda por encomendas à luz da teoria econômica e do cenário do comércio eletrônico brasileiro. Os resultados apontam para uma demanda elástica aos preços e sensível às variações na renda. O nível de desenvolvimento do comércio eletrônico apresenta impacto negativo no volume de encomendas em sua modalidade à vista. Em sentido oposto, o desenvolvimento do *e-commerce* tem impacto positivo significativo na quantidade global de encomendas dos Correios (soma das modalidades à vista e a faturar) – podendo ser considerado como o principal indutor da demanda por encomendas no Brasil e nos demais correios do mundo.

**Palavras-chave:** Demanda por encomendas; Elasticidade-preço da demanda; Correios.

**Abstract:** *This article aims to estimate an equation for parcels demand of the Brazilian Post, cash modality, as well as to determine the price elasticity and the income elasticity of parcels demand in light of economic theory and the brazilian e-commerce scenario. The results show a price-elastic demand and sensitive to income variations. The level of e-commerce development have a negative impact on the volume of orders in cash modality. In the opposite direction, the development of e-commerce has a significant positive impact on the global quantity of postal parcels (sum of cash and invoice modalities) – and can be considered as the main driver of demand for parcels in Brazil and in other posts around the world.*

**Keywords:** *Parcel demand; Price elasticity of demand; Brazilian Post.*

**Classificação JEL:** L32; L81; L87.

João Guilherme de Oliveira Carminati<sup>1</sup>

Oswaldo Candido<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Economista da Empresa Brasileira de Correios e Telégrafos (ECT).  
E-mail: joacarminati@correios.com.br

<sup>2</sup> Universidade Católica de Brasília.  
E-mail: osvaldoc@p.ucb.br

## 1. Introdução

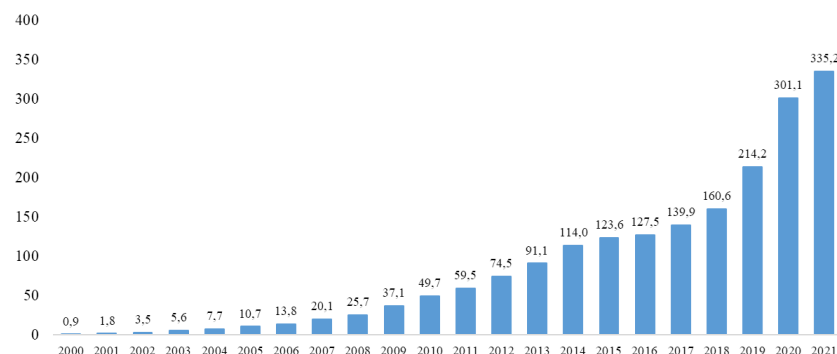
O mundo vem passando por diversas transformações, particularmente na forma como pessoas e empresas se comunicam. Com o advento da Internet e de outras tecnologias digitais, os custos de comunicação e transação<sup>3</sup> reduziram-se exponencialmente. A Internet causou uma verdadeira revolução nas comunicações, transferindo recursos antes destinados ao varejo físico para o varejo on-line.

Por conseguinte, o varejo físico está sofrendo forte impacto em função das novas tecnologias disruptivas, haja vista que os consumidores estão modificando seus comportamentos e padrões de consumo<sup>4</sup>, com destaque para o uso de tecnologias digitais e o consequente desincentivo à utilização de meios físicos tradicionais.

Nos últimos anos, o volume de comércio eletrônico mundial cresceu significativamente, muito acima das variações no produto interno bruto – PIB, sobretudo pelo advento e posterior massificação da Internet e dos dispositivos móveis, em especial dos celulares inteligentes. De acordo com a International Post Corporation – IPC (2023), o índice *e-commerce* evoluiu de 100 em 2012 para 354 em 2022.

A Figura 1 apresenta a evolução do *e-commerce* no Brasil no período 2000-2021. A quantidade passou de 0,9 milhão de pedidos em 2000 para 335,2 milhões em 2021 – um crescimento de aproximadamente 37 mil %.

**Figura 1 - Evolução do comércio eletrônico no Brasil, em milhões de pedidos**



Fonte: Elaborada com dados da Abcomm (2022).

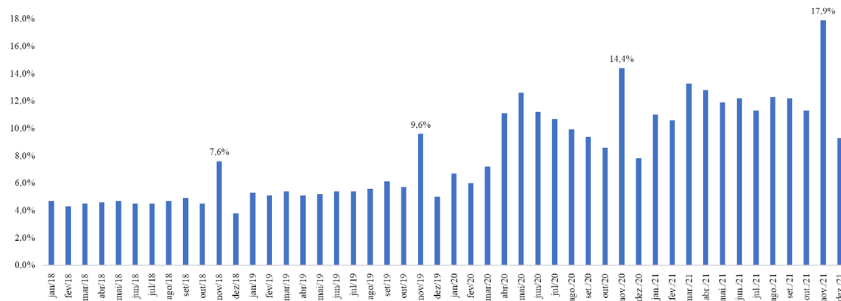
Ao mesmo tempo, a penetração dos consumidores na população de internautas no Brasil aumentou significativamente, com destaque para o forte crescimento registrado a partir do segundo trimestre de 2020 (efeito pandemia). Essa variável compara a quantidade de internautas que realizaram, no mínimo, uma compra on-line nos últimos três meses, em relação ao total de internautas do Brasil (MCC-ENET, 2022). Conforme dados da Associação Brasileira de Comércio Eletrônico – Abcomm (2022), a quantidade de compradores on-line atingiu 79,8 milhões em 2021.

Além disso, outro importante indicador é a participação do varejo on-line no comércio varejista total. Esse índice compara a proporção de receita mensal de vendas do *e-commerce* sobre as receitas mensais do Varejo Restrito e Ampliado, divulgados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (MCC-ENET, 2022).

Pode-se observar pelos dados da Figura 2 que essa relação também cresceu no período analisado – atingindo o pico de 17,9% em novembro de 2021. Os meses de novembro, período em que ocorre o maior evento promocional do comércio eletrônico, a *Black Friday*, apresentam picos anuais crescentes na série histórica.

<sup>3</sup> Ver Schwab (2016).

<sup>4</sup> Ver Zeng (2019) e Rogers (2021).

**Figura 2 - Evolução da participação do e-commerce no comércio varejista IBGE**

Fonte: Elaborada com dados da MCC-ENET (2022).

Segundo dados combinados da Pitney Bowes (diversos anos) e do IBGE (2021), a quantidade *per capita* de encomendas no país também aumentou significativamente nos últimos anos, passando de 2,8 encomendas, em média, por habitante em 2015 para 5,7 em 2020.

Todas essas estatísticas expressam não apenas o crescimento recente do comércio eletrônico no Brasil, quanto indicam o grande potencial desse setor nos próximos anos quando comparado aos dados de outros países<sup>5</sup>.

Nesse contexto, em todos os setores a democratização das tecnologias está permitindo a disrupção de mercados tradicionais por diversas empresas, tais como Airbnb, Nubank, Tesla, Uber e Waze. Embora muitos não terão sucesso, seu grande número significa que alguns sobreviverão o suficiente para criar uma revolução em seus mercados (ISMAIL et al., 2015).

A difusão de novas tecnologias digitais e o surgimento de novas ameaças disruptivas em todos os setores estão transformando modelos e processos de negócios em todo o mundo (ROGERS, 2021).

Segundo Parker et al. (2018), empresas de logística, como a FedEx, sempre se valeram de vantagens competitivas significativas: possuir frotas de carros, caminhões e aviões custa caro, o que representa uma barreira enorme à entrada de concorrentes no mercado. Todavia, uma estratégia de plataforma, no entanto, dispensa frotas. Plataformas que agregam informações de mercado em tempo real sobre a movimentação de bens físicos e seus portadores podem orquestrar um ecossistema de agentes de entrega terceirizados, construindo um eficiente sistema de logística e entrega a partir de investimento mínimo de capital.

De acordo com Atkinson (2013), enquanto a *United States Postal Service* – USPS, o Correio dos Estados Unidos da América – EUA, compete com a *United Parcel Service* – UPS e com a FedEx, seus concorrentes reais são empresas como a Apple, AT&T, Google, Microsoft, Yahoo e Verizon, ou mais precisamente Internet banda larga, computadores e *e-mail*. De forma geral, a USPS está competindo com as comunicações digitais.

As novas tecnologias resultam em competição intermodal no setor postal e não proporcionam simultaneamente um aumento na demanda, mas uma séria redução. O correio sobreviveu ou até mesmo prosperou na era do telefone e resistiu ao fax, que foi em grande parte substituído pelo *e-mail*. No entanto, a Internet é particularmente diferente, representando uma ameaça distinta de todas as outras que já foram enfrentadas (CREW e KLEINDORFER, 2010).

Nesse contexto, os Correios, empresa pública vinculada ao Ministério das Comunicações, possuem abrangência em todo o território nacional para garantir a universalização dos serviços postais. Com uma vasta rede, a empresa beneficia toda a população brasileira, conectando pessoas e organizações em 5.553 municípios do país (CORREIOS, 2023), exercendo papel fundamental para os agentes do comércio eletrônico

<sup>5</sup> Para um comparativo entre a quantidade de encomendas *per capita* em países selecionados, ver Pitney Bowes (2021).

que precisam enviar e receber fisicamente mercadorias comercializadas via Internet.

Diante do exposto, o objetivo principal deste estudo é obter uma estimativa para a demanda de encomendas dos Correios, modalidade à vista, no período 2011 a 2021, por meio da análise de seus principais determinantes. Empregando técnicas econométricas, estimou-se a elasticidade-preço e a elasticidade-renda dessa demanda, bem como os impactos do crescimento do comércio eletrônico sobre os serviços de encomendas, modalidade à vista, dos Correios no Brasil.

## 2. A era digital e a demanda de encomendas nos correios do mundo

Na literatura internacional há uma quantidade limitada de publicações sobre a demanda de encomendas e seus principais determinantes, especialmente sobre a elasticidade-preço da demanda e a elasticidade-renda da demanda por esses serviços. Ademais, não foi identificado estudo sobre o tema aplicado ao Brasil.

De forma geral, os trabalhos analisados apresentam resultados de uma demanda elástica às variações nos preços dos serviços de encomendas – indicando que os consumidores são muito sensíveis às variações nos preços, especialmente em estudos mais recentes, o que converge com a dimensão tempo discutida na análise qualitativa sobre a elasticidade-preço da demanda (item 2.1), bem como com os avanços tecnológicos observados nas últimas décadas.

Estudos que buscaram explicar a demanda postal em outros países, de forma geral, utilizaram-se de variáveis como o PIB, ou alguma variação dessa série de dados<sup>6</sup>; tarifa<sup>7</sup>; preço dos produtos substitutos<sup>8</sup>; população<sup>9</sup>; qualidade dos serviços<sup>10</sup> e inúmeras *proxies* para representar a substituição eletrônica<sup>11</sup>.

Muitos modelos utilizaram o PIB como variável econômica primária, mas outros adotaram variáveis econômicas que têm uma relação mais próxima ao *driver* dos volumes de correio. Por exemplo, alguns estudos incluem em seus modelos as vendas no varejo e o custo dos insumos de produção (ROBINSON, 2006).

Além das variáveis tradicionais, alguns autores discorrem sobre variáveis menos usuais. Como exemplo, Hosseini (2014) adotou a cultura imposta ao país em seu estudo para o Correio do Irã. Segundo o autor, o modelo das relações existentes entre as pessoas, bem como a cultura impostas às organizações, têm um efeito profundo no nível de demanda dos correios. Geralmente, uma mudança na cultura imposta à sociedade resultará em mudanças estruturais no nível de demanda.

Ademais, na construção do modelo e na análise dos dados é importante considerar o ambiente socioeconômico. Por exemplo, para o caso da Finlândia no período entre 1930 e 1960, o correio vivenciou a concorrência de uma rede telefônica em rápida expansão. A partir da década de 1980 e, depois se intensificando na década de 1990, o correio presenciou um aumento na concorrência com alternativas eletrônicas que não existiam tão fortemente nos períodos anteriores (ROBINSON, 2006).

Segundo Carbaugh (2017), a elasticidade-preço da demanda por encomendas postais nos EUA foi estimada em -1,19 (estimativa de 1997) e -3,5 (estimativa mais recente, de 2012) – demonstrando um aumento na sensibilidade dos consumidores ao longo do tempo.

Segundo Okholm et al. (2012), não há muitas pesquisas sobre as elasticidades-preço da demanda para encomendas na Europa. Contudo, as estimativas para os EUA em relação às encomendas da USPS sugerem elasticidades muito acima de 1, indicando que não é possível aumentar o preço das encomendas de forma lucrativa devido à resposta negativa do consumidor – uma vez que o segmento de encomendas nos EUA é altamente competitivo.

<sup>6</sup> Produto nacional bruto (NEARY, 1975); PIB nominal e PIB real (TRINKNER e GROSSMANN, 2006); PIB não agrícola (PATERSON, 2008) e PIB *per capita* (BOLDRON et al., 2010).

<sup>7</sup> Índice de tarifas (ALBON, 1989) e o preço de uma cesta constante de vários itens de correio (TRINKNER e GROSSMANN, 2006).

<sup>8</sup> Índice misto de produtos de telecomunicações, incluindo preços de acesso à Internet banda larga (TRINKNER e GROSSMANN, 2006); preços dos serviços de telecomunicações (NIKALI, 2008); preço dos bens substitutos (BOLDRON et al., 2010) e preço real das telecomunicações (CAZALS et al., 2010).

<sup>9</sup> Jimenez et al. (2008); Boldron et al. (2010); Borsenberger et al. (2010); e Hosseini (2014).

<sup>10</sup> Nankervis et al. (2002) e Boldron et al. (2010).

<sup>11</sup> A quantidade de máquinas de telefax (NIKALI, 1997); a proporção de domicílios com acesso à Internet (CAZALS et al., 2010) e o número de domicílios com acesso à Internet banda larga (BOLDRON et al., 2010).

Em um estudo sobre a exportação de encomendas do Reino Unido para países da Europa Ocidental no período de dezembro de 2006 a março de 2014, Feve et al. (2018) encontraram um coeficiente de elasticidade-preço da demanda de -1,5 utilizando o método generalizado dos momentos – GMM<sup>12</sup>. Os autores também calcularam a elasticidade-renda e encontraram um coeficiente elevado de 3,7, refletindo a tendência de aumento do tráfego de encomendas devido à atividade de comércio eletrônico.

Com o crescimento do *e-commerce*, observou-se um aumento na quantidade de *players* logísticos no mercado. A introdução da concorrência geralmente leva à mudanças significativas na demanda devido à maior disponibilidade de opções para os consumidores. A teoria econômica tradicional afirma que um determinante da elasticidade-preço da demanda é a intensidade da competição: quanto mais competição, maior a elasticidade-preço (USPS, 2013).

Além disso, o período analisado tem sido caracterizado por uma penetração mais profunda da tecnologia da informação nos processos de negócios e uma grande difusão do acesso à Internet banda larga para a população em geral. Essas duas tendências têm forte impacto sobre as atividades de negócios B2C (BOLDRON et al., 2010).

Após tantas transformações no ambiente de negócio dos correios, a reforma postal está se firmando em todo o mundo. A força motriz deriva das mudanças ocasionadas pelo aumento da concorrência, primeiro pelo surgimento de empresas privadas de entrega expressa na década de 1980 e, segundo, e mais importante, pela evolução da Internet nos anos 1990 – o que, conjuntamente, exerce uma pressão financeira crescente sobre os operadores postais (CREW et al., 2008).

Segundo Haldi e Schmidt (2002), a nova concorrência, independentemente de se tratar de tecnologia eletrônica ou de uma empresa de entrega alternativa, confronta a indústria postal, que convive com elasticidade-preço da demanda crescente.

Sob outra perspectiva, de acordo com Ducasse et al. (2008), há um consenso progressivo de que, embora os volumes possam se reduzir lentamente, a maior parte do correio se prolongará por muitos anos – para o autor, a quantidade demandada dependerá cada vez mais, entre outros fatores, de quão relevante e acessível serão os serviços postais.

Nesse contexto, espera-se que a elasticidade-preço dos serviços postais continue crescendo ao longo do tempo, especialmente em função do aumento da disponibilidade de produtos substitutos (DIETL et al., 2005; EUROPE ECONOMICS CHANCERY HOUSE, 2008; NIKALI, 2008; BOLDRON et al., 2010; ATKINSON, 2013 e CARBAUGH, 2017).

A partir dos estudos analisados sobre a demanda de encomendas de correio de outros países, pode-se sintetizar os principais pontos de convergência entre eles: a) apontam para uma elasticidade-preço da demanda maior do que 1; e b) os estudos mais recentes, ao incorporar parcialmente ou integralmente os efeitos da maior competição e da substituição eletrônica de documentos, apresentam elasticidades-preço da demanda relativamente maiores.

Essas tendências continuarão à medida que mais consumidores estiverem conectados à Internet e se sentirem mais seguros e confortáveis com as transações on-line<sup>13</sup> e, novos dispositivos, como os telefones inteligentes, se tornarem universais.

Assim, de forma geral, a demanda por encomendas dos Correios, modalidade à vista, pode ser apresentada como uma função de fatores econômicos e da disponibilidade de produtos substitutos ao consumidor, podendo ser sintetizada conforme expressão 1:

$$Q_t = f(P_t, R_t, S_t) \quad (1)$$

onde:

<sup>12</sup> Para mais detalhes sobre o GMM, ver Bueno (2018), Greene (2018), Kennedy (2009) e Pesaran (2015).

<sup>13</sup> Para um panorama sobre as diferenças entre a experiência do consumidor em lojas físicas e em compras on-line, inclusive sobre a confiança em receber o produto, ver Opinion Box (2021).

$Q_i$ : quantidade demandada de encomendas dos Correios, modalidade à vista;

$P_i$ : índice de preços das encomendas dos Correios, modalidade à vista;

$R_i$ : *proxy* para a renda do consumidor;

$S_i$ : *proxy* para o nível de desenvolvimento do comércio eletrônico e substituição eletrônica de documentos (encomendas na modalidade documento).

## 2.1 Elasticidade-preço e elasticidade-renda da demanda

Antes de analisar a elasticidade-preço da demanda quantitativamente, é possível ter uma percepção se um produto é ou não elástico por meio de informações qualitativas. Ao analisar o histórico da demanda, as características do produto, seu mercado e seus concorrentes, pode-se identificar fatores que afetam a elasticidade-preço da demanda.

Segundo Vasconcellos e Oliveira (2010), esses fatores possibilitam, *a priori*, ter uma dimensão se a elasticidade-preço da demanda de um produto será grande ou pequena. Para eles, os fatores são: essencialidade do produto; disponibilidade de produtos substitutos; peso do produto no orçamento do consumidor e o tempo.

Com relação à essencialidade, espera-se que quanto mais essencial for um produto, menor a sensibilidade dos consumidores às variações no seu preço. Historicamente, os serviços de entrega desempenham um papel fundamental na comunicação, integração e desenvolvimento nacional, além da inclusão de diversos micro e pequenos negócios ao conectar pessoas em todos os municípios brasileiros. Tal importância ganhou ainda mais relevância com o isolamento social imposto pela pandemia do COVID-19, a partir de março de 2020<sup>14</sup>.

Entretanto, com o avanço tecnológico e o *boom* do *e-commerce*, as encomendas à vista começaram a sofrer concorrência de outros modelos de negócio (operadores privados, plataformas de *marketplaces*, economia compartilhada etc.) – o que está diretamente relacionado ao próximo item: a disponibilidade de produtos substitutos.

Quanto maior a possibilidade de substituição do produto por outros bens ou serviços disponíveis no mercado, maior espera-se que seja a sensibilidade do consumidor às variações de preço do produto, já que, quanto mais alternativas as empresas e os consumidores tiverem, maior será sua possibilidade e facilidade de migração caso ocorra variações positivas no preço do bem ou serviço.

No caso da entrega de encomendas, com a evolução tecnológica e o surgimento de diversas alternativas e sua posterior massificação, atualmente há uma gama de opções para comunicação entre empresas e consumidores<sup>15</sup>. Assim, espera-se que, quanto maior a quantidade de substitutos disponíveis, maior será a elasticidade-preço da demanda por encomendas.

Com relação ao terceiro fator – peso do produto no orçamento do consumidor –, espera-se uma relação positiva, ou seja, quanto maior o peso no orçamento, maior a elasticidade-preço da demanda. No que se refere ao consumidor individual, o custo de envio de encomendas em relação ao seu orçamento é muito baixo. Por outro lado, do ponto de vista de uma empresa, em função da necessidade de se comunicar em massa, os custos logísticos<sup>16</sup> podem ser significativos, como é o caso das lojas virtuais, que se comunicam frequentemente com diversos clientes.

No que diz respeito ao quarto e último fator – o tempo –, espera-se maior elasticidade a longo prazo. No curto prazo, as possibilidades de substituição podem ser dificultadas por fatores como a inexistência de produtos substitutos, hábitos da população, legislação, vigência de contratos entre outros. Já no longo prazo, todos esses fatores podem se alterar: os contratos acabam, a legislação pode se tornar mais flexível, substitutos surgem com o avanço tecnológico e com o crescimento econômico, os hábitos e os

<sup>14</sup> A participação do e-commerce no comércio varejista IBGE (acumulado dos últimos 12 meses) passou de 5,8% em dezembro de 2019, período pré-pandemia, para 12,2% em dezembro de 2021 (MCC-ENET, 2022).

<sup>15</sup> Sobre um recorte da quantidade de empresas de entrega no Brasil, ver *Scape Report E-commerce* (2019).

<sup>16</sup> Ver Abcomm (2019).

costumes se transformam etc. Assim, a longo prazo, é maior a possibilidade de surgir novos substitutos para o produto.

Formalmente, a elasticidade-preço da demanda pode ser representada conforme Expressão 2:

$$\varepsilon = \frac{\partial q}{\partial p} \frac{p}{q} \quad (2)$$

Por sua vez, a elasticidade-renda da demanda é uma medida de quanto a procura por um produto é afetada por mudanças na renda dos consumidores, permitindo determinar se um produto é *normal* ou *inferior*, bem como medir quão intensamente é a resposta às mudanças na renda (KRUGMAN e WELLS, 2011). Matematicamente, pode ser escrita conforme Expressão 3:

$$\varepsilon_R = \frac{\partial q}{\partial R} \frac{R}{q} \quad (3)$$

### 3. Metodologia

#### 3.1 Modelo econométrico

A função de demanda de encomendas dos Correios do Brasil, modalidade à vista, pode ser representada por uma função do tipo Cobb-Douglas, conforme Expressão 4, que tem importantes significados econômicos (CHIANG e WAINWRIGHT, 2006). Ademais, esse tipo de função tem sido empregado em estudos aplicados<sup>17</sup> sobre a indústria postal.

$$ENC_t = kPRE_t^{\beta_1} REN_t^{\beta_2} SUB_t^{\beta_3} e^{\varepsilon_t} \quad (4)$$

onde:

ENC<sub>t</sub>: quantidade consumida de encomendas dos Correios (modalidade à vista);

PRE<sub>t</sub>: índice de preços de encomendas dos Correios (modalidade à vista);

REN<sub>t</sub>: *proxy* para a renda dos consumidores;

SUB<sub>t</sub>: *proxy* para o nível de desenvolvimento do comércio eletrônico (produtos substitutos e desmaterialização de encomendas na modalidade documento).

Incorporando-se o logaritmo natural (*ln*) em ambos os lados da Expressão 4, ela pode ser escrita em uma forma linear<sup>18</sup>:

$$\ln enc_t = \alpha + \beta_1 \ln pre_t + \beta_2 \ln ren_t + \beta_3 \ln sub_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

onde:

enc<sub>t</sub>: ln da quantidade de encomendas dos Correios (modalidade à vista);

pre<sub>t</sub>: ln do índice de preços de encomendas dos Correios (modalidade à vista);

ren<sub>t</sub>: ln da *proxy* para a renda dos consumidores;

sub<sub>t</sub>: ln da *proxy* para o nível de desenvolvimento do comércio eletrônico (produtos substitutos e desmaterialização de encomendas na modalidade documento).

<sup>17</sup> A função do tipo *Cobb-Douglas* foi utilizada por Cazals et al. (2005); Gori et al. (2006) e Harman et al. (2010).

<sup>18</sup> Ver Simon e Blume (2004); Chiang e Wainwright (2006) e Gujarati (2006).

<sup>19</sup> Ver Alves e Bueno (2003).

As elasticidades de longo prazo podem ser escritas da seguinte forma<sup>19</sup>:

$$\beta_1 = \frac{\partial \ln ENC_t}{\partial \ln PRE_t} = \frac{\partial enc_t}{\partial pre_t}; \beta_2 = \frac{\partial \ln ENC_t}{\partial \ln REN_t} = \frac{\partial enc_t}{\partial ren_t}; \beta_3 = \frac{\partial \ln ENC_t}{\partial \ln SUB_t} = \frac{\partial enc_t}{\partial sub_t} \quad (6)$$

Onde  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  e  $\beta_3$  são, respectivamente, a elasticidade-preço da demanda de encomendas, a elasticidade-renda da demanda e o grau de substituição para o comércio eletrônico (desenvolvimento do *e-commerce*).

### 3.2 Método de estimação

Neste trabalho utilizou-se as técnicas de cointegração<sup>20</sup> por meio dos procedimentos desenvolvidos por Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990). Primeiramente, estimou-se um modelo vetor auto-regressivo (VAR) e, posteriormente, as relações de cointegração.

Segundo Lütkepohl (2005), o modelo auto regressivo básico de ordem  $p$ , VAR ( $p$ ), tem a seguinte forma:

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (7)$$

onde:  $A_{i's}$  são ( $k \times k$ ) coeficientes matriciais e  $u_t$  é o termo de erro não observado.

A opção pelo modelo justifica-se pelas propriedades estatísticas das séries temporais das variáveis adotadas no presente estudo, que são não estacionárias. Uma das alternativas seria a diferenciação das séries, que geralmente são integradas de ordem 1, ou seja, possuem uma raiz unitária e, portanto, tornam-se estacionárias ao se realizar a primeira diferença.

Entretanto, de acordo com Bueno (2008), tal procedimento restringe a análise a um contexto de curto prazo. Quando se diferencia uma série para estacionarizá-la, perdem-se muitas de suas características.

Do ponto de vista econômico, duas variáveis serão cointegradas se tiverem entre elas uma relação de longo prazo, ou de equilíbrio (GUJARATI, 2006). Cointegração implica que as variáveis em análise compartilham tendências estocásticas semelhantes e, de fato, como sua diferença é estacionária, elas nunca divergem muito uma da outra (HILL et al., 2003).

A noção de cointegração se aplica quando as séries são integradas de ordem 1, ou I(1), mas uma combinação linear delas é I(0), ou seja, é estacionária. Nesse caso, a regressão de uma série sobre a outra não será espúria<sup>21</sup>, mas, ao contrário, proporcionará informações relevantes sobre a relação de longo prazo entre elas (WOOLDRIDGE, 2010).

O termo utilizado é longo prazo porque as variáveis não são estacionárias e, consequentemente, têm uma tendência estocástica. Se a tendência estocástica for comum a todas as variáveis, há um equilíbrio de longo prazo. A razão das séries não estacionárias terem uma mesma trajetória de longo prazo recai sobre a existência de um elemento de longo prazo comum entre elas (BUENO, 2008).

Um modelo apropriado<sup>22</sup> para lidar com variáveis cointegradas é a *regressão cointegrada*<sup>23</sup>. A partir da estimação da regressão como a apresentada na equação 5, realiza-se o teste de raiz unitária sobre os resíduos da regressão. Embora as séries sejam individualmente I(1), se sua combinação linear for I(0), a regressão não é espúria (GUJARATI, 2019).

O método de Mínimos Quadrados Ordinários Dinâmico – MQOD<sup>24</sup>, conforme proposto por Stock e Watson (1993), permite estimar o equilíbrio de longo prazo a partir

<sup>20</sup> Técnicas de cointegração também foram utilizadas em estudos sobre a demanda postal em outros países. Para mais detalhes ver Nankervis et al. (1999); Pimenta e Ferreira (1999); Florens et al. (2002); Nankervis et al. (2002); Trinkner e Grossmann (2006); Boldron et al. (2010) e Bozzo et al. (2013).

<sup>21</sup> Por outro lado, modelos lineares estimados por métodos clássicos utilizando variáveis não estacionárias geram os problemas da regressão espúria (BARROS et al., 2018).

<sup>22</sup> Uma alternativa seria utilizar o modelo vetor de correção de erros – VECM.

<sup>23</sup> *Cointegrating regression*. Ver Casalecchi e Bacciotti (2021), Dufrénot e Matsuki (2021), Maddala e Kim (1998) e Mills (2019).

de um conjunto de variáveis que contém raiz unitária, integradas de mesma ordem ou integradas de ordem distintas.

Aplica-se o método MQOD com o objetivo de reduzir o viés dos coeficientes calculados com MQO, tendo em vista que a estimativa das equações de longo prazo geradas a partir das séries em nível pode resultar em estimativas tendenciosas e erro padrão inconsistente<sup>25</sup>. O método MQOD considera a inserção de *leads* (valores futuros) e *lags* (defasagens) das primeiras diferenças das variáveis independentes e pode ser especificado conforme Expressão 8:

$$Y_t = \beta_0 + \theta X_t + \sum_{j=-p}^p \delta_j \Delta X_{t-j} + u \quad (8)$$

onde:

$\theta$ : coeficiente de cointegração ou vetor de cointegração. Representa o efeito de longo prazo de  $X$  em  $Y$ ;

$p$ : número de defasagens;

$j=-p$ : valores futuros.

### 3.3 Fonte de dados

Foram utilizadas as seguintes variáveis mensais para analisar a demanda de encomendas dos Correios do Brasil, em sua modalidade à vista:

- a) ENC: quantidade de encomendas, modalidade à vista, disponibilizada pelos Correios (2022);
- b) PRE: variações de preços médios para o serviço de encomendas, modalidade à vista, disponibilizadas pelos Correios (2021);
- c) REN: como medida para a renda dos brasileiros utilizou-se o índice de vendas reais no varejo (média 2014 = 100), divulgado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – Ipea (2022);
- d) SUB: a quantidade de celulares pós-pago, *proxyp* para produtos substitutos (crescimento do comércio eletrônico e desmaterialização de encomendas na modalidade documento), divulgada pela Agência Nacional de Telecomunicações – Anatel (2022).

A utilização de dados em periodicidade mensal impossibilitou o uso de outras possíveis variáveis determinantes da demanda de encomendas dos Correios em sua modalidade à vista. Outro fator de limitação pode estar relacionado ao uso de variáveis *proxies*. Contudo, tal procedimento é um recurso habitual nos trabalhos sobre a estimação da demanda de bens e serviços.

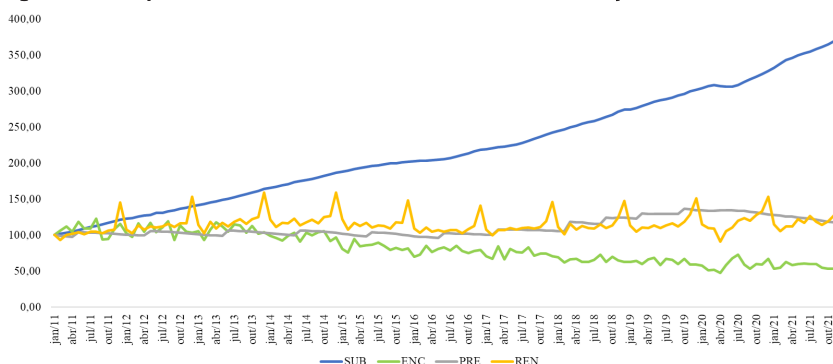
As variáveis utilizadas referem-se ao período entre janeiro de 2011 e dezembro de 2021 – totalizando 132 observações. Foram aplicados logaritmos naturais<sup>26</sup> em todas as séries. As variáveis monetárias (PRE e REN) foram mensuradas a preços constantes (2021), corrigidas pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA, conforme dados do Banco Central do Brasil (BACEN, 2022).

A Figura 3 apresenta o comportamento dessas quatro variáveis na base 100 (janeiro de 2011). Pode-se observar que nos primeiros períodos a variável ENC acompanhou razoavelmente o comportamento da economia (REN). Entretanto, por volta do segundo semestre de 2013, há um descolamento entre as trajetórias dessas duas séries de dados.

<sup>24</sup> *Dynamic Ordinary Least Squares – DOLS*.

<sup>25</sup> Ver European Central Bank (2007).

<sup>26</sup> Variáveis econômicas em geral são I(1), e é usual analisar os logaritmos dessas séries para investigar a cointegração (MORETTIN, 2011).

**Figura 3 - Comportamento das variáveis utilizadas no estudo (janeiro de 2011 = 100)**

Fonte: Elaborada com dados dos Correios (2021); Anatel (2022); Bacen (2022); Correios (2022) e Ipea (2022).

Além disso, verificou-se que alguns possíveis determinantes da demanda por encomendas dos Correios no período recente – relação varejo on-line/varejo físico, quantidade de pedidos no comércio eletrônico, quantidade de encomendas *per capita* no Brasil, quantidade de acessos a Internet banda larga, número de aparelhos celulares, entre outros – cresceram no período analisado. Contudo, a quantidade de encomendas dos Correios, em sua modalidade à vista, não acompanhou esse crescimento, demonstrando a influência de outros fatores responsáveis pelas variações na quantidade demandada de encomendas, em sua modalidade à vista.

Uma das hipóteses levantadas é que, a partir do crescimento do comércio eletrônico no período analisado e das consequentes mudanças nos hábitos das empresas e dos consumidores, fatores como o desenvolvimento das plataformas de *marketplaces*, a migração de postagens à vista para a modalidade a faturar (clientes com contrato) e a desmaterialização do envio de encomendas na modalidade documento tenham impactado o comportamento da demanda por encomendas dos Correios em sua modalidade à vista.

### 3.4 Resultados esperados

Espera-se que quanto maior a renda, maior seja a demanda por encomendas. A renda dos consumidores impacta a demanda de encomendas de forma positiva, direta e indiretamente. Quando ocorre aumento nessa variável, mantendo-se as demais variáveis inalteradas, há um aumento no poder de compra geral do consumidor.

De forma indireta, o aumento da renda dos consumidores permite a aquisição e maior frequência na utilização de produtos que podem impulsionar a demanda por encomendas como, por exemplo, a ampliação do uso de tecnologias digitais conectadas à Internet (televisores, computadores, tablets, smartphones, etc.), inclusive mídias sociais (*social commerce*).

Já a quantidade de dispositivos móveis<sup>27</sup>, *proxyp* para o nível de desenvolvimento do comércio eletrônico e desmaterialização de encomendas na modalidade documento, apresenta-se, *a priori*, como um estímulo às vendas on-line, que têm relação direta com a demanda por serviços de entrega de encomendas.

Por outro lado, é o principal responsável, em conjunto com a Internet, pela mudança de hábitos dos consumidores e pela digitalização dos serviços, entre eles o de substituição de compras antes realizadas exclusivamente pelo canal físico.

<sup>27</sup> Dados da Abcomm (2022) mostram que a relação mobile / desktop passou de 0,60% / 99,40% em 2010 para 55,00% / 45,00% em 2021.

Portanto, espera-se que o estoque de dispositivos móveis influencie positivamente a demanda global por encomendas ao se apresentar como um dos principais *drivers* do comércio eletrônico. Todavia, a demanda por encomendas na modalidade à vista possui determinantes distintos daqueles que impactam a demanda global por encomendas. Nesse sentido, espera-se que os movimentos de desmaterialização das encomendas baseadas em documentos, a migração para plataformas de *marketplaces* e a migração de postagens à vista para contrato contribuam para uma relação inversa entre o desenvolvimento do comércio eletrônico e as postagens de encomendas na modalidade à vista dos Correios.

Com relação aos preços, a lei da demanda diz que aumentos no preço de um bem causam redução na sua quantidade demandada. Assim, com os recentes avanços tecnológicos, o crescimento do comércio eletrônico e das plataformas de *marketplaces*, o aumento na quantidade de operadores de entrega, o surgimento de novos modelos de negócios e as consequentes mudanças de hábitos da sociedade brasileira, espera-se que a demanda seja elástica às variações nos preços.

#### 4. Resultados e discussões

Esta seção apresenta os resultados dos procedimentos econométricos e as interpretações à luz da teoria econômica e do cenário do comércio eletrônico, bem como sob as perspectivas e tendências para esse setor no Brasil.

Além das variáveis ENC, PRE, REN e SUB, foram testadas algumas variáveis *dummies* para eventos ocorridos no período analisado que têm probabilidade de impacto na quantidade demandada de encomendas:

- a) modelo de negócios direcionado para o comércio eletrônico (novembro de 2014);
- b) alteração na regra de negócios de encomendas (março de 2017);
- c) pandemia do coronavírus COVID-19 (março de 2020);
- d) *dummies* sazonais<sup>28</sup>.

Neste estudo foram utilizados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Os resultados indicam que não se pode rejeitar a presença de raiz unitária para as séries em nível ao nível de significância de 1% e 5%. Consequentemente, todas as séries analisadas possuem raiz unitária e, portanto, são não estacionárias. Já os testes realizados para as séries em primeira diferença indicaram que, ao nível de significância de 1%, é possível rejeitar a presença de raiz unitária. Dessa forma, todas as séries são integradas de ordem 1, ou I(1), ou seja, possuem a mesma ordem de integração.

Além disso, foi verificada a presença de mudanças estruturais nas séries por meio do teste de Quandt-Andrews<sup>29</sup>, tendo em vista que a presença de quebra estrutural viola hipóteses importantes na maioria dos testes de raiz unitária. Segundo Maddala e Kim (1998), a inferência em testes de raiz unitária é afetada pela mudança estrutural – os testes de raiz unitária tendem a sub-rejeitar a hipótese nula de raiz unitária<sup>30</sup>.

Mesmo não evidenciando uma justificativa forte para a presença de quebras estruturais a partir da observação do comportamento das séries de dados (FIGURA 3), além dos testes de raiz unitária convencionais, foram realizados os testes de raiz unitária de Perron<sup>31</sup> (1997) e Zivot-Andrews<sup>32</sup> (1992), que confirmaram que as séries são I(1), ou seja, estacionárias em primeira diferença.

Os resultados dos testes de raiz unitária determinaram os procedimentos econométricos a serem empregados para estimar a demanda por encomendas. Se todas as séries fossem I(0), o método de Mínimos Quadrados Ordinários – MQO poderia ter

<sup>28</sup> Inclusão de 11 *dummies* mensais (exceto para o mês de janeiro).

<sup>29</sup> Ver Andrews (1993).

<sup>30</sup> O mesmo ocorre com os testes de cointegração (MADDALA e KIM, 1998).

<sup>31</sup> O teste é realizado individualmente para cada uma das variáveis. Especificações distintas para cada uma das variáveis em termos de especificação (intercepto e tendência), tipo de quebra (*Innovation Outlier* e *Additive Outlier*) e seleção do ponto de quebra. Para mais informações, ver Bueno (2018).

<sup>32</sup> O teste é realizado individualmente para cada uma das variáveis. O procedimento busca testar a hipótese nula de raiz unitária na presença de uma quebra estrutural nos parâmetros em nível, inclinação ou ambos. A principal diferença em relação a outros testes é a endogeneização da quebra sob a hipótese nula (BARRROS et al., 2018). Para a variável ENC, o teste sugeriu uma quebra em janeiro de 2015; para a variável PRE, março de 2018; para a variável REN, janeiro de 2016; e para a

sido utilizado. Por outro lado, como as séries são, individualmente, não estacionárias em nível, a utilização do MQO geraria uma regressão espúria.

Todavia, nem todas as regressões de série temporal são espúrias. Um caso especial em que determinados métodos baseados em regressão são confiáveis ocorre quando o componente de tendência das séries é igual, isto é, quando as séries contêm uma tendência comum. Quando esse é o caso, diz-se que as séries são cointegradas (STOCK e WATSON, 2004).

Essa combinação linear anula as tendências estocásticas nas séries. Nesse caso, a regressão de uma variável sobre outra não é espúria. Se isso acontecer, pode-se dizer que as variáveis são cointegradas. Embora as séries apresentem tendências estocásticas, elas não se distanciam consideravelmente (GUJARATI, 2019).

Assim, o próximo passo foi testar se os resíduos da regressão da expressão 5 são  $I(0)$ . Para tanto, estima-se essa equação por MQO e verifica-se se os resíduos são estacionários por meio do teste de raiz unitária dos resíduos da regressão.

Os testes de raiz unitária ADF e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin – KPSS indicaram que os resíduos são estacionários em nível, ou seja,  $I(0)$ . Consequentemente, a metodologia de regressão tradicional (incluindo os testes  $t$  e  $F$ ) é aplicável aos dados que envolvem a série temporal (não estacionária) (GUJARATI, 2006).

Além dos testes ADF e KPSS, foram realizados testes de raiz unitária com presença de quebra estrutural<sup>33</sup> sobre os resíduos da Expressão 5. Os resultados desses testes confirmaram os obtidos por meio dos testes ADF e KPSS.

#### 4.1 Cointegração

Se as variáveis são cointegradas, os estimadores de MQO dos coeficientes na regressão de cointegração, embora consistentes, não são eficientes, e as inferências baseadas na estatística  $t$  desses estimadores não são, portanto, confiáveis. De acordo com Siqueira et al. (2006), para solucionar esse problema, pode-se utilizar o método de Johansen (1988) ou o de Mínimos Quadrados Ordinários Dinâmicos (MQOD) para estimar as referidas elasticidades, pois fornecem estimadores eficientes.

Satisfeito o requisito de que as séries são integradas de mesma ordem<sup>34</sup>, o próximo passo foi testar a existência de cointegração entre as variáveis do modelo, valendo-se do procedimento proposto por Johansen, tendo como base a especificação de um modelo VAR.

Para determinar o número de defasagens ( $p$ ) desse modelo, foi utilizado o resultado que minimizou os Critérios de Informação de Schwarz (SC)<sup>35</sup> e de Hannan-Quinn (HQ). Por tais critérios, procedeu-se utilizando duas defasagens.

Com base no número de defasagens identificado por esses critérios estimou-se um modelo VAR (2), e efetuou-se o teste do Multiplicador de Lagrange (LM) para verificação da presença de autocorrelação nos resíduos do modelo. O resultado do teste LM detectou a presença de resíduos autocorrelacionados.

Nesse sentido, a inclusão de nove defasagens foi suficiente para eliminar a autocorrelação, sendo estimado um modelo VAR (9). Conforme os resultados do teste de estabilidade do modelo, os inversos das raízes do polinômio formado na construção do VAR (9) estão dentro do círculo unitário, indicando que o modelo satisfaz as condições de estabilidade e, portanto, é adequado<sup>36</sup>.

A partir desse novo modelo foram realizados o teste de exogeneidade<sup>37</sup> e o teste de cointegração de Johansen.

O teste de exogeneidade é analisado de forma conjunta, isto é, analisa-se a estatística

<sup>33</sup> Teste de Raiz Unitária de Perron e Zivot-Andrews.

<sup>34</sup> Contudo, de acordo com Bueno (2008), em um modelo em que o número de variáveis endógenas é maior que dois, nem todas as variáveis precisam ter a mesma ordem de integração pra existir cointegração. É necessário que haja pelo menos duas variáveis integradas de mesma ordem, na ordem máxima de integração, entre todas as variáveis, para existir cointegração.

<sup>35</sup> Procedeu-se utilizando duas defasagens, dado que o critério SC, segundo Enders (2014), é mais parcimonioso, em função de sua forma funcional mais punitiva.

<sup>36</sup> Ver Agung (2009); Barros et al. (2018) e Buscariolli e Emerick (2011).

<sup>37</sup> *Block Exogeneity Wald Tests*. Para mais detalhes, ver Enders (2014).

por meio do bloco de variáveis. A ordenação das variáveis, em termos estatísticos, é realizada a partir do valor da estatística de  $\chi^2$ . Quanto menor a estatística mais exógena é a variável, ao passo que quanto maior a estatística  $\chi^2$  mais endógena é a variável. De acordo com esse critério, a ordenação das variáveis proveniente da mais exógena para a mais endógena é: *PRE, SUB, ENC, REN*.

Após determinada a correta especificação do modelo VAR, realizou-se o teste<sup>38</sup> conforme procedimento de Johansen (1988), com o propósito de verificar a existência de relação de longo prazo entre as variáveis utilizadas no estudo.

Por meio dos resultados do teste do traço, rejeitou-se a hipótese nula de que o posto da matriz de cointegração é nulo<sup>39</sup> ( $r = 0$ ), ao nível de 5% de significância, indicando a existência de, no mínimo, um vetor de cointegração. Além disso, a hipótese nula de que há no máximo um vetor de cointegração ( $r \leq 1$ ) não pode ser rejeitada aos níveis de 1% e 5% de significância.

Os resultados do teste do máximo autovalor (máximo *eigenvalue*) corroboram os encontrados por meio do teste do traço. A hipótese nula de que o posto da matriz de cointegração é nulo ( $r = 0$ ) é rejeitada ao nível de 5% de significância – indicando que há no mínimo um vetor de cointegração entre as variáveis analisadas. Ademais, a hipótese nula de que há no máximo um vetor de cointegração ( $r \leq 1$ ) não pode ser rejeitada aos níveis de 1% e 5% de significância.

Esses dois testes indicaram a existência de um vetor de cointegração<sup>40</sup>, demonstrando que as séries apresentam uma tendência estocástica comum no longo prazo. Portanto, pode-se concluir que há uma combinação linear estacionária para as séries analisadas, ou seja, há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas – o que corrobora os resultados dos testes de raiz unitária realizados sobre os resíduos da expressão 5 (MQO e MQOD).

O vetor de cointegração, normalizado<sup>41</sup> para a variável *ENC*, é apresentado na Tabela 1. Com base no vetor de cointegração estimado, pode-se analisar a relação de equilíbrio de longo prazo do consumo de encomendas dos Correios em sua modalidade à vista, bem como de seus determinantes: preço, produtos substitutos e renda.

Tabela 1- Vetor de cointegração normalizado para a variável ENC

| Encomenda à vista | Constante | Preço       | Substituto   | Renda       |
|-------------------|-----------|-------------|--------------|-------------|
| (ENC)             | (c)       | (PRE)       | (SUB)        | (REN)       |
| 1                 | -15,297   | -0,793487** | -0,631674*** | 2,681682*** |
|                   |           | -2,450      | -3,788       | (-5,86183)  |

Nota: Valores em parênteses referem-se a estatística t; (\*\*\*) significativo a 1% de probabilidade; (\*\*) significativo a 5% de probabilidade.

Fonte: Elaboração própria (2022).

A Expressão 9 apresenta a relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Pode-se interpretar cada um dos parâmetros da equação como a elasticidade<sup>42</sup> de longo prazo da demanda de encomendas dos Correios, modalidade à vista, em relação à cada variável analisada:

$$ENC = -15,29686 - 0,793487 \cdot PRE - 0,631674 \cdot SUB + 2,681682 \cdot REN \quad (9)$$

4.2 Regressão de cointegração

Para que o modelo seja validado, é necessário que os resíduos da Expressão 5

<sup>38</sup> Foram incluídas 11 *dummies* sazonais e uma *dummy* representativa da quebra estrutural conforme sugerido pelo teste de Quandt-Andrews abordado na seção 4 (novembro de 2014).

<sup>39</sup> Ver Bueno (2008).

<sup>40</sup> As séries não cointegram quando tomadas duas a duas, entretanto, elas geram resíduos estacionários quando são combinadas simultaneamente (BUENO, 2008).

<sup>41</sup> Ver Lütkepohl e Krätzig (2004) e Bueno (2008).

<sup>42</sup> Ver Hamilton (1994) e Gujarati (2006).

sejam estacionários. Conforme apresentado, os testes de raiz unitária confirmaram essa condição. A análise dos resíduos da Expressão 5 (equação MQOD) indicou comportamento estacionário.

Além do teste de Johansen, foi realizado o teste de cointegração de Hansen<sup>43</sup> a partir da regressão de cointegração. O resultado indica que não foi possível rejeitar a hipótese nula de que as séries são cointegradas – corroborando os resultados dos testes do traço e do máximo autovalor verificados anteriormente.

Como todas as séries são integradas de ordem 1, o método MQOD pode ser empregado para estimar as elasticidades. Além disso, considerando que as variáveis são integradas de mesma ordem, diz-se que a equação de regressão é *equilibrada* (GUJARATI, 2019).

Assim, a elasticidade-preço da demanda, a elasticidade-renda da demanda e a elasticidade de substituição de longo prazo foram estimadas utilizando-se o método MQOD, conforme proposto por Stock e Watson (1993).

Estimando a Equação 5 utilizando-se o método de MQOD encontram-se os resultados apresentados na Tabela 2. Todos os coeficientes são significativos ao nível de 1% de probabilidade, bem como os sinais dos coeficientes estão de acordo com o esperado na teoria.

**Tabela 2 - Regressão *Dynamic Least Squares* (DOLS)**

| Variável       | Coefficiente | Erro Padrão | t-Statistic | Prob. |
|----------------|--------------|-------------|-------------|-------|
| <i>PRE</i>     | -1,612       | 0,232       | -6,935      | 0     |
| <i>REN</i>     | 5,881        | 0,602       | 9,766       | 0     |
| <i>SUB</i>     | -0,498       | 0,144       | -3,454      | 0,002 |
| R <sup>2</sup> | 0,990        |             |             |       |

Fonte: Elaboração própria (2022).

A Expressão 10 apresenta a relação de longo prazo entre as variáveis utilizadas no estudo. Assim como para a Expressão 9, pode-se interpretar cada um dos parâmetros como a elasticidade de longo prazo da demanda de encomendas dos Correios, modalidade à vista:

$$ENC = -1,611801 \cdot PRE + 5,881124 \cdot REN - 0,498463 \cdot SUB \quad (10)$$

O coeficiente de determinação encontrado foi de 0,99, indicando que 99% das variações na quantidade demandada de encomendas em sua modalidade à vista são explicadas pelas variações percentuais nas variáveis independentes (PRE, REN e SUB).

O resultado do teste do Multiplicador de Lagrange (*LM Test*<sup>44</sup>) apontou para a rejeição da hipótese nula de inexistência de autocorrelação serial nos resíduos aos níveis de significância estatística de 1%. Todavia, valendo-se do procedimento HAC<sup>45</sup> (*Newey-West*), observou-se que os parâmetros das variáveis PRE, REN e SUB são significativos ao nível de 1% de probabilidade.

O teste de Heterocedasticidade, de *Breusch-Pagan-Godfrey*<sup>46</sup>, indicou que a hipótese nula de resíduos homocedásticos não pode ser rejeitada aos níveis de 1% e 5% de probabilidade. Por sua vez, o teste de normalidade dos resíduos, de *Jarque-Bera*<sup>47</sup>, mostrou que a hipótese nula de que os resíduos são normalmente distribuídos também não pode ser rejeitada.

A estabilidade do modelo foi testada usando a soma cumulativa (*CUSUM Test*<sup>48</sup>) e

<sup>43</sup> *Cointegration Test – Hansen Parameter Instability*.

<sup>44</sup> *Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test*. A hipótese nula do teste,  $H_0$ , é que não há correlação serial de qualquer ordem (GUJARATI, 2006).

<sup>45</sup> *Heteroskedasticity and autocorrelation consistent – HAC*. Ver Gujarati (2006), Gujarati (2019), Stock e Watson (2004) e Wooldridge (2018).

<sup>46</sup> *Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey*. Ver Gujarati (2006).

<sup>47</sup> Ver Gujarati (2006).

<sup>48</sup> Ver Baltagi (2008), Brown et al. (1975), Enders (2014), Johnston e Dinardo (1997), Lütkepohl e Krätzig (2004), Maddala e Kim (1998), Morais et al. (2016) e Vogelpang (2005).

a soma cumulativa dos quadrados (*CUSUM of squares Test*). Esses testes mostram se o modelo é estável ao longo do tempo (OTERO, 1993). Os resultados de ambos os testes sugerem que o modelo é estável ao longo do período analisado, haja vista que os limites estabelecidos como referência não foram extrapolados.

Satisfeitos os requisitos formais dos procedimentos econométricos, os resultados da Expressão 10 foram analisados à luz da teoria econômica e do cenário do comércio eletrônico nacional, bem como sob as perspectivas e tendências para esse setor.

Em primeiro lugar, a demanda de encomendas dos Correios, modalidade à vista, se mostrou sensível às variações no preço. Mantidas as demais variáveis inalteradas, um aumento de 1% no seu valor resultaria redução, em média, de 1,61% na quantidade demandada de encomendas. Assim, a demanda por encomendas dos Correios, na sua modalidade à vista, pode ser considerada elástica às variações dos preços tendo como base as variáveis, período e técnicas empregadas no presente estudo.

Esse resultado do coeficiente para a elasticidade-preço da demanda (-1,61) é próximo ao obtido por Feve et al. (2018), de -1,5, e está alinhado à direção (elástico), aos coeficientes apresentados por Carbaugh (2017), de -1,19 em 1997 e -3,5 em 2012.

Dado que no período analisado presenciou-se um *boom* do comércio eletrônico no Brasil, impulsionado pelo avanço da Internet banda larga e da massificação do uso de *smartphones*, a consequente entrada e expansão de operadores privados de logística fracionada nesse mercado, o resultado está condizente com o cenário brasileiro nos anos recentes: crescimento da quantidade de operadores de entrega privados, aumento das plataformas de *marketplaces* e respectivas estratégias de fortalecimento de seus ecossistemas por meio de estruturas logísticas próprias, economia compartilhada, migração de postagens à vista para postagens a faturar dos Correios, surgimento de novos modelos de negócios nesse setor, entre outros elementos.

É muito importante ressaltar que a queda da quantidade de encomendas na modalidade à vista não significa uma redução global das encomendas dos Correios, mas ao contrário, corrobora os movimentos de mercado e migração para postagens na modalidade de contrato – condizentes com maior nível de relacionamento e benefícios.

Por sua vez, o resultado do coeficiente *REN*, *proxy* para a renda dos consumidores, foi de 5,88, indicando que para cada 1% de aumento nessa variável, ocasionaria, em média, mantidas as demais condições inalteradas, um crescimento de 5,88% na quantidade de encomendas dos Correios em sua modalidade à vista.

O resultado do coeficiente para a elasticidade-renda da demanda (5,88), apesar de elevado, e relativamente próximo ao encontrado por Feve et al. (2018) de 3,7, pode ter impactado positivamente as postagens, mas não o suficiente para compensar conjuntamente as migrações para a modalidade a faturar dos Correios (clientes com contrato), para plataformas de *marketplaces*, bem como a redução das encomendas na modalidade documento em função da desmaterialização da comunicação física ao longo dos últimos anos, entre outros.

Além disso, o resultado do coeficiente pode ter sido influenciado pelo baixo desempenho da economia brasileira no período<sup>49</sup> que, inclusive, apresentou dois anos consecutivos de variações negativas no PIB (2015 e 2016), além da queda da atividade econômica registrada em 2020.

O resultado do coeficiente da *proxy* para desenvolvimento do comércio eletrônico (produtos substitutos e desmaterialização de encomendas na modalidade documento), *SUB*, foi de aproximadamente -0,50, indicando que para cada 1% de aumento nessa variável geraria, em média, uma redução de 0,50% na quantidade demandada de encomendas dos Correios (modalidade à vista).

Apesar de apresentar um coeficiente relativamente pequeno, considerando o

<sup>49</sup> A preços de 2021, a economia brasileira se encontrava em 2021 praticamente no mesmo patamar registrado em 2010, de acordo com a série do PIB do país (BACEN, 2022).

virtuoso crescimento da variável *proxy* no período analisado, conforme pode ser constatado na Figura 3, é esperado que essa variável tenha exercido um efeito negativo significativo nas postagens à vista dos Correios ao longo dos últimos anos.

## 5. Considerações finais

O presente estudo buscou apresentar uma estimativa da demanda de encomendas dos Correios na modalidade à vista no período 2011-2021 – contribuindo para o desenvolvimento e discussão acerca do tema, haja vista não ter sido identificada análise semelhante sobre o assunto no Brasil.

Os resultados indicam que a demanda por encomendas dos Correios em sua modalidade à vista é, atualmente, elástica aos preços, o que implica concluir que políticas que visem o seu aumento, *ceteris paribus*, contribuirão para a redução mais do que proporcional da demanda – com possíveis impactos negativos para a receita.

Com relação à elasticidade-renda da demanda, o estudo identificou que variações na renda interna contribuem para o aumento na procura por encomendas, modalidade à vista – indicando que o produto se caracteriza como *normal*.

No que se refere à disponibilidade de produtos substitutos, a quantidade de aparelhos celulares pós-pago, utilizada como *proxy* para o nível de desenvolvimento do comércio eletrônico (produtos substitutos e desmaterialização de encomendas na modalidade documento), tem um impacto negativo no volume de encomendas na modalidade à vista. Em sentido oposto, o desenvolvimento do comércio eletrônico tem impacto positivo significativo na quantidade global de encomendas dos Correios (soma das modalidades à vista e a faturar) – podendo ser considerado como o principal indutor da demanda por encomendas no Brasil e no mundo.

Esses resultados poderão subsidiar políticas e estratégias relacionadas ao segmento de encomendas nacionais dos Correios, especificamente na modalidade à vista. O conhecimento sobre a demanda esperada de encomendas, bem como a sua elasticidade-preço da demanda e a sua elasticidade-renda da demanda, poderá auxiliar na tomada de decisão com relação aos serviços relacionados ao segmento de encomendas nacionais dos Correios e em políticas públicas visando o desenvolvimento do setor postal brasileiro.

## Referências

AGÊNCIA NACIONAL DE TELECOMUNICAÇÕES – ANATEL. Acessos telefonia móvel. Disponível em: <https://www.gov.br/anatel/pt-br>. Acesso em: 13 fev. 2022. Anatel, 2022.

AGUNG, I. G. N. Time series data analysis using EViews. John Wiley & Sons (Asia), 2009.

ALBON, R. Some observations on the efficiency of British postal pricing. Applied Economics, vol. 21, 1989.

ALVES, D. C. O.; BUENO, R. L. S. Short-run, long-run and cross elasticities of gasoline demand in Brazil. Energy Economics, 25, 2003.

ANDREWS, D. W. K. Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. Econometrica, v. 61, n. 4, p. 821-856, 1993.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE COMÉRCIO ELETRÔNICO – ABCOMM. Pesquisa: logística no e-commerce brasileiro 2019.

\_\_\_\_\_. Dados do e-commerce brasileiro. Forekast. Disponível em: <https://dados.abcomm.org/crescimento-do-ecommerce-brasileiro>. Acesso em: 10 abr. 2022.

ATKINSON, R. D. Postal reform for the digital age. The information Technology & Innovation Foundation, jun., 2013.

BALTAGI, B. H. Econometrics. Springer, 4ª ed., 2008.

BANCO CENTRAL DO BRASIL – BACEN. Sistema gerenciador de séries temporais – v2.1. Disponível em: [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br). Acesso em: 13 fev. 2022. Bacen, 2022.

BARROS, A. C.; MATTOS, D. M.; OLIVEIRA, I. C. L.; FERREIRA, P. G. C. DUCA, V. E. L. A. Análise de séries temporais em R: curso introdutório. 1ª ed. Rio de Janeiro: Elsevier: FGV IBRE, 2018.

BOLDRON, F.; CAZALS, C.; FLORENS, J. P.; LÉCOU, S. Some dynamic models for mail demand: the French case. In: CREW, M. A.; KLEINDORFER, P. R. Heightening competition in the postal and delivery sector. Massachusetts, 2010.

BORSENBARGER, C.; JORAM, D.; MAGRE, C.; ROY, B. Cross-country comparisons of optimal mail delivery frequency. In: CREW, M. A.; KLEINDORFER, P. R. Heightening competition in the postal and delivery sector. Massachusetts, 2010.

BOZZO, A. T.; CAPOGROSSI, K. L.; EAKIN, B. K.; SRINIVASAN, M. Is demand for market dominant products of the U.S. Postal Service becoming more own price elastic? Christensen Associates, mai., 2013.

BROWN, R. L.; DURBIN, J.; EVANS, J. M. Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time. Journal of the royal statistical society. Series B (Methodological), vol. 37, nº 2, 1975.

BUENO, R. L. S. Econometria de séries temporais. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

\_\_\_\_\_. Econometria de séries temporais. 2ª ed. São Paulo: Cengage Learning, 2018.

BUSCARIOLLI, B.; EMERICK, J. Econometria com EViews: guia essencial de conceitos e aplicações. São Paulo: Saint Paul Editora, 2011.

CARBAUGH, R. Contemporary economics: an applications approach. 8th edition – New York, 2017.

CASALECCHI, A.; BACCIOTTI, R. A elasticidade da receita em relação ao PIB. Instituição Fiscal Independente. Estudo especial nº 16, nov. 2021.

CAZALS, C.; FÈVE, F.; FLORENS, J. P.; ROY, B. Delivery costs II: back to parametric models. In: CREW, M. A.; Kleindorfer, P. R. Regulatory and economic challenges in the postal and delivery sector. Springer, Boston, 2005.

CAZALS, C.; FLORENS, J. P.; VERUETE-MCKAY, L.; RODRIGUEZ, F.; SOTERI, S. UK letter mail demand: a content-based time series analysis using overlapping market survey statistical techniques. Ecole d'économie de Toulouse – TSEWP Working paper series 10-170. Toulouse, 2010.

CHIANG, A. C.; WAINWRIGHT, K. Matemática para economistas. 4ª ed. – Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

CORREIOS. Índice de reajuste médio ponderado de encomendas dos Correios na modalidade à vista. Dados internos. Correios, 2021.

\_\_\_\_\_. Quantidade de encomendas na modalidade à vista. Sistema interno dos Correios. Acesso em: 25 fev. 2022. Correios, 2022.

\_\_\_\_\_. Relatório Integrado Correios 2022. Disponível em: <https://www2.correios.com.br/arquivos/PrestacaoDeContasAnuais/2022/relatorio-integrado-correios-2022.pdf>. Acesso em: 14 de jan. 2024. CORREIOS, 2023.

CREW, M. A.; KLEINDORFER, P. R.; CAMPBELL JR., J. I. Postal reform: introduction. In: CREW, M. A.; KLEINDORFER, P. R.; CAMPBELL JR., J. I. Handbook of worldwide postal reform. Massachusetts, 2008.

CREW, A. C.; KLEINDORFER, P. R. Access and the USO under full market opening. In: CREW, M. A.; KLEINDORFER, P. R. Heightening competition in the postal and delivery sector. Massachusetts, 2010.

DIETL, H. M.; TRINKNER, U.; BLEISCH, R. Liberalization and regulation of the Swiss letter market. In: CREW, M. A.; Kleindorfer, P. R. Regulatory and economic challenges in the postal and delivery sector. Springer, Boston, 2005.

DUCASSE, J. P.; JIMENEZ, L.; MORELLI, R. Technological innovation and postal reform. In: CREW, M. A.; KLEINDORFER, P. R.; CAMPBELL JR., J. I. Handbook of worldwide postal reform. Massachusetts, 2008.

DUFRÉNOT, G.; MATSUKI, T. Recent econometric techniques for macroeconomic and financial data. Dynamic Modelling and Econometrics in Economics and Finance, vol. 27. Springer, 2021.

ENDERS, W. Applied econometric time series. University of Alabama. Wiley, 4ª ed., 2014.

EUROPE ECONOMICS CHANCERY HOUSE. The benefits of competition in the UK mail market. London, 2008.

EUROPEAN CENTRAL BANK. Short-and long-run tax elasticities: the case of the Netherlands. Wolswijk, Guido. Working Paper Series, nº 763, jun., 2007.

FEVE, F.; MAGNAC, T.; SOTERI, S.; VERUETE-McKay, L. Price elasticities and factors driving international contract export mail sent from the UK to Western European countries. In: PARCU, P. L.; BRENNAN, T.; GLASS, V. The contribution of the postal and delivery sector: between e-commerce and e-substitution. Springer International Publishing AG, 2018.

FLORENS, J. P.; MARCY, S.; TOLEDANO, J. Mail demand in the long and short term. In: CREW, M. A.; KLEINDORFER, P. R. Postal and Delivery services: pricing, productivity, regulation and strategy. Kluwer Academic Publishers, 2002.

GORI, S.; PICCININ, E.; ROMITO, S.; SCARFIGLIERI, G. On the use of cost functions in the assessment of the impact of liberalization on postal universal service burden: restricted versus flexible specifications. In: CREW, M. A.; Kleindorfer, P. R. Progress toward liberalization of the postal and delivery sector. Springer, New York, 2006.

GREENE, W. H. Econometric Analysis. Pearson Education: 8ª ed. Nova York, 2018.

GUJARATI, D. Econometria básica. 4ª edição. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

\_\_\_\_\_. Econometria: princípios, teoria e aplicações práticas. São Paulo: Saraiva Educação, 2019.

HALDI, J.; SCHMIDT, J. T. Saturday delivery: who provides it? who needs it? A case of alternative delivery strategies. In: CREW, M. A.; KLEINDORFER, P. R. Postal and delivery services: pricing, productivity, regulation and strategy. Kluwer Academic Publishers, 2002.

HAMILTON, J. D. Time Series Analysis. Princeton University Press. New Jersey, 1994.

HARMAN, G.; KOEVOETS, W.; REQUEJO, A.; VAN DER MERWE, E.; WAGHE, N. The effect of falling volumes on traditional efficiency analysis. In: CREW, M. A.; KLEINDORFER, P. R. Heightening competition in the postal and delivery sector. Massachusetts, 2010.

HILL, R. C.; GRIFFITHS, W. E.; JUDGE, G. G. Econometria. 2ª ed. – São Paulo: Saraiva, 2003.

HOSSEINI, S. H. An estimation of the function of postal mails demand and awareness of response by the postal service customers against mails' price hikes. International Letters of Social Humanistic Sciences, vol. 18, 2014.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. População total. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (IBGE/PNAD Contínua). Atualizado em 27/10/2021. Acesso em: 21 nov. 2021. IBGE, 2021.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. IPEA Data. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 19 fev. 2022. IPEA, 2022.

INTERNATIONAL POST CORPORATION – IPC. Global postal industry report 2023: key findings. Bruxelas, 2023. IPC, 2023.

ISMAIL, S.; MALONE, M. S.; GEEST, Y. V. Organizações exponenciais: por que elas são 10 vezes melhores, mais rápidas e mais baratas que a sua (e o que fazer a respeito). São Paulo: HSM Editora, 2015.

JIMENEZ, L.; HARDING, M. C.; LINTELL, M. The impact of economic and demographic dispersion on aggregate mail volumes. In: CREW, M. A.; KLEINDORFER, P. R. Competition and regulation in the postal and delivery sector. Massachusetts, 2008.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. Journal of Economics Dynamics and Control, v. 12, 1988.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, S. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand for money. Oxford bulletin of economics and statistics, v. 52, 2, 1990.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. Econometric Methods. McGraw-Hill, 4ª ed., 1997.

KENNEDY, P. Manual de econometria. 6ª edição. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.

KRUGMAN, P. R.; WELLS, R. Introdução à economia. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.

LÜTKEPOHL, H. New introduction to multiple time series analysis. Springer-Verlag: Berlin, 2005.

LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. Applied time series econometrics. Cambridge University Press, 2004.

MADDALA, G. S.; KIM, I. Unit roots, cointegration and structural change. Cambridge University Press, 1998.

MCC-ENET. Índices e indicadores do mercado online. Disponível em: <https://www.mccenet.com.br/>. Acesso em: 29 jan. 2022. MCC-ENET, 2022.

MILLS, T. C. Applied time series analysis: a practical guide to modeling and forecasting. Elsevier, 2019.

MORAIS, I.; STONA, F.; SCHUCK, G. Econometria aplicada no EViews. Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser. Porto Alegre, 2016.

MORETTIN, P. A. Econometria financeira: um curso em séries temporais financeiras. 2ª ed. São Paulo: Blucher, 2011.

NANKERVIS, J.; CARSLAKE, I.; RODRIGUES, F. How important have price and quality of service been to mail volume growth? In: CREW, M. A.; KLEINDORFER, P. R. Emerging competition in postal and delivery services. Springer Science, 1999.

NANKERVIS, J.; RICHARD, S.; SOTERI, S.; RODRIGUEZ, F. Disaggregated letter traffic demand in UK. In: CREW, M. A.; KLEINDORFER, P. R. Postal and delivery services: pricing, productivity, regulation and strategy. Massachusetts, 2002.

NEARY, P. An econometric study of the Irish Postal Services. The economic and social research institute, nº 80, 1975.

NIKALI, H. Demand models for letter mail and its substitutes: results from Finland. In: CREW, M. A.; KLEINDORFER, P. R. Managing change in the postal and delivery industries, 1997.

\_\_\_\_\_. Substitution of letter mail for different sender-receiver segments. In: CREW, M. A.; KLEINDORFER, P. R. Competition and regulation in the postal and delivery sector. Massachusetts, 2008.

OKHOLM, H. B.; GERADIN, D.; MÖLLER, A.; WINIARCZYK, M.; MALAMATARIS, C.; ARIAS, M. N. Pricing behavior of postal operators. Copenhagen Economics. DG Internal Market and Services, dez. 2012.

OPINION BOX. Panorama da experiência do consumidor 2021: lojas físicas x compras online. OPINION BOX, 2021.

OTERO, J. M. Econometría: series temporales y predicción. Editorial AC, 1993.

PARKER, G. G.; VAN ALSTYNE, M. W.; CHOUDARY, S. P. Plataforma a revolução da estratégia: o que é a plataforma de negócios, como surgiu e como transforma a economia em alta velocidade. Rio de Janeiro: Alta Books, 2018.

PATERSON, C. Postal reform in Australia. In: CREW, M. A.; KLEINDORFER, P. R.; CAMPBELL JR., J. I. Handbook of worldwide postal reform. Massachusetts, 2008.

PERRON, P. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. Journal of Econometrics, v. 80, p. 355-385, 1997.

PESARAN, M. H. Time series and panel data econometrics. Oxford University Press, 2015.

PIMENTA, A. A.; FERREIRA, P. M. Demand for letters in Portugal. In: CREW, M. A.; KLEINDORFER, P. R. Emerging competition in postal and delivery services. Springer Science, 1999.

PITNEY BOWES. Parcel Shipping Index 2016. Pitney Bowes, 2016.

\_\_\_\_\_. Parcel Shipping Index 2017. Pitney Bowes, 2017.

\_\_\_\_\_. Parcel Shipping Index 2018. Pitney Bowes, 2018.

\_\_\_\_\_. Parcel Shipping Index 2019. Pitney Bowes, 2019.

\_\_\_\_\_. Parcel Shipping Index 2020. Pitney Bowes, 2020.

\_\_\_\_\_. Parcel Shipping Index 2021. Pitney Bowes, 2021.

ROBINSON, A. A review of price elasticity models for postal products. Background paper, n.º 2007-01, set, 2006.

ROGERS, D. L. Transformação digital: repensando o seu negócio para a era digital. 1ª ed. São Paulo: Autêntica Business, 2021.

SCAPE REPORT E-COMMERCE. Mapa do ecossistema do e-commerce brasileiro. Versão 1.0. Disponível em: <https://scape.report/wp-content/uploads/2019/04/Scape-Report-E-Commerce-2019-by-Pipeline-Capital-1.pdf>. Acesso em: 01 jan. 2022. SCAPE REPORT E-COMMERCE, 2019.

SCHWAB, K. A quarta revolução industrial. São Paulo: Edipro, 2016.

SIMON, C. P.; BLUME, L. Matemática para economistas. Porto Alegre: Bookman, 2004.

SIQUEIRA, M. L.; CORDEIRO JÚNIOR, H. H.; CASTELAR, I. A demanda por energia elétrica no nordeste brasileiro após o racionamento de 2001-2002: previsões de longo prazo. Pesquisa e Planejamento Econômico – PPE, v. 36, n.1, abr. 2006.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. Econometrica, v. 61, nº 4, 1993.

\_\_\_\_\_. Econometria. Pearson Education. São Paulo, 2004.

TRINKNER, U.; GROSSMANN, M. Forecasting Swiss mail demand. In: CREW, M. A.; Kleindorfer, P. R. Progress toward liberalization of the postal and delivery sector. Springer, New York, 2006.

UNITED STATES POSTAL SERVICE – USPS. Analysis of postal price elasticities. White paper, report number: RARC-WP-13-008, mai., 2013.

VASCONCELLOS, M. A. S.; OLIVEIRA, R. G. Manual de microeconomia. Atlas, 2ª ed. São Paulo, 2010.

VOGELVANG, B. Econometrics: theory and applications with EViews. Prentice Hall. Pearson

Education Limited, 2005.

WOOLDRIDGE, J. M. Introdução à econometria: uma abordagem moderna. São Paulo: Cengage, 2010.

\_\_\_\_\_. Introductory econometrics: a modern approach. Cengage: 7ª ed., 2018.

ZENG, M. Alibaba: estratégia de sucesso. São Paulo: M. Books do Brasil, 2019.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 10, n. 3, p. 251-270, jul. 1992.

