

**Artigos - Gestão do Turismo****Demanda turística internacional e taxa de câmbio: modelagem de dependência baseada no modelo copula-GARCH****International tourism demand and exchange rate: dependence modeling based on copula-GARCH model****Demanda turística internacional y tipos de câmbio: modelado de dependência basado en el modelo copula-GARCH****Bruno Vitor Luna Gouveia<sup>1</sup> Mariana de Freitas Coelho<sup>1</sup> Júlio César Araújo da Silva Junior<sup>1</sup> Mauricio Silva Lacerda<sup>1</sup>**<sup>1</sup>Universidade Federal de Viçosa, (UFV), Viçosa, MG, Brasil.**Palavras-chave:**Turismo;  
Cópulas;  
Taxas de Câmbio.**Resumo**

A taxa de câmbio pode ser um fator determinante na demanda turística e alterar a competitividade da oferta do trade turístico. O objetivo deste estudo é mensurar a dependência entre a demanda turística internacional e a taxa de câmbio no Brasil. Investigações empíricas dessa relação, pesquisadas há décadas, são relativamente recentes com o uso de modelos cópula-GARCH, na literatura mundial. Este estudo é realizado com dados mensais das taxas de câmbio e do número de chegadas internacionais da Argentina, Estados Unidos e Alemanha, entre 1999 e 2018. Os dados passam por um processo inicial de modelagem de suas distribuições marginais, por meio de modelos ARMA-GARCH, devido sua dependência temporal, e posteriormente, seus os resíduos são utilizados no processo de estimação das cópulas, de onde são extraídas as medidas de associação. Os resultados indicam que a variação da taxa de câmbio não está diretamente associada ao número de chegadas de turistas vindos da Alemanha e dos Estados Unidos. Entretanto, para a Argentina, o resultado da medida de correlação foi negativo e estatisticamente significativo, indicando uma fraca associação entre as variáveis. Esse sinal indica que quando a moeda local se desvaloriza em relação à moeda brasileira, o número de chegadas diminui. As conclusões deste estudo podem ajudar gestores de organizações turísticas a compreender a relação entre câmbio e demanda turística internacional no Brasil.

**Keywords:**Tourism;  
Copulas;  
Exchange Rates.**Abstract**

The exchange rate can be a determining factor in tourist demand and it can change the tourism trade's competitiveness. This study aims to measure the dependence between international tourist demand and the exchange rate in Brazil. Empirical investigations of this relation, using the copula-GARCH model, are relatively recent in the world literature. The application is carried out with monthly data on exchange rates and international arrivals from Argentina, the United States, and Germany, between 1999 and 2018. The results indicate that the exchange rate variation is not directly associated with the number of tourist arrivals from Germany and the United States. However, for Argentina, the correlation measure was negative and statistically significant, indicating a weak association between the variables. This indicates that when the local currency depreciates against the Brazilian currency, the number of arrivals decreases. This study's conclusions can help managers of tourist organizations understand the relationship between foreign exchange and international tourist demand in Brazil.

**Palabras clave:**Turismo;  
Cópulas;  
Los tipos de cambio.**Resumen**

El cambio puede ser un factor determinante en la demanda turística y cambiar la competitividad de la oferta comercial turística. El objetivo de este estudio es medir la dependencia entre la demanda turística internacional y el tipo de cambio en Brasil. Las investigaciones empíricas de esta relación, utilizando el modelo cópula-GARCH, son relativamente recientes en la literatura mundial. La aplicación se realiza con datos mensuales sobre tipos de cambio y el número de llegadas internacionales de Argentina, Estados Unidos y Alemania, entre 1999 y 2018. Los resultados indican que la variación

Revisado por pares.  
Recebido em: 30/09/2020.

Aprovado em: 29/10/2021.

Editor:

Glauber Eduardo de Oliveira Santos.



del tipo de cambio no está directamente asociada con el número de llegadas de turistas desde Alemania y Estados Unidos. Sin embargo, para Argentina, el resultado de la medida de correlación fue negativo y estadísticamente significativo, lo que indica una asociación débil entre las variables. Esto indica que cuando la moneda local se deprecia frente a la moneda brasileña, el número de llegadas disminuye. Las conclusiones de este estudio pueden ayudar a los gerentes de las organizaciones turísticas a comprender la relación entre las divisas y la demanda turística internacional en Brasil.

**Como citar:** Gouveia B. V. L.; Coelho, M. F.; Silva Junior, J. C. A.; Lacerda, M. S. (2022). Demanda turística internacional e taxa de câmbio: modelagem de dependência baseada no modelo copula-GARCH. *Revista Brasileira de Pesquisa em Turismo*, São Paulo, 16, e-2263. <http://doi.org/10.7784/rbtur.v16.2263>

**Dados Abertos:** <https://data.mendeley.com/datasets/xnkg9g84jg/1>

## 1 INTRODUÇÃO

Entre os anos de 2010 e 2019, o setor de turismo obteve um crescimento significativo em escala global, beneficiando positivamente a economia dos países. A atividade turística pode contribuir para a redução das desigualdades regionais e pessoais de renda, geração de divisas e criação de empregos (Rabahy, 2019). Em países que enfatizam a atividade, o setor se desenvolveu rapidamente nas últimas décadas e contribuiu para o crescimento econômico (Martins et al., 2017). De acordo com a Organização Mundial do Turismo (2020), foram registradas 1,5 bilhões de chegadas de turistas internacionais em 2019, globalmente. No contexto brasileiro, de acordo com o IBGE (2012), entre 2003 e 2009, o número de ocupações nas atividades características do turismo passou de 5,4 milhões para 5,9 milhões, além disso, em 2009, essas atividades representavam aproximadamente 6% do total da economia.

No período de 2000 a 2017, o número de viagens internacionais realizadas globalmente cresceu 4,01% a.a., contra 3,65% a.a do PIB mundial em valores constantes (Rabahy, 2019). Em termos comparativos com outros setores importantes a nível mundial, em 2018, o setor registrou 3,9% de crescimento. Esse crescimento ficou acima da taxa de crescimento do PIB mundial pelo oitavo ano consecutivo (2011-2018) e à frente de outros setores como Saúde (3,1%), Tecnologia da Informação (1,7%) e Serviços Financeiros (1,7%), atrás apenas do setor de Manufatura que cresceu 4% em 2018 (Conselho Mundial de Viagens e Turismo, 2019).

Na década de 1990, a América do Sul emergiu como um potencial destino turístico, tendo Brasil, Argentina e Chile como os principais atores na região (Sobral et al., 2007). A transição para a democracia, a consolidação de blocos econômicos, a melhoria do comércio com os principais mercados do mundo e a melhoria de serviços básicos, como saúde e educação, entre outras, contribuíram positivamente para o desenvolvimento do turismo na região e o setor emergiu como um importante promotor do desenvolvimento econômico (Santana, 2000). No continente, o número de chegadas de turistas internacionais cresceu aproximadamente 144% entre 1999 e 2018, indo de 15,1 à 36,8 milhões. Isso representou apenas uma média em torno de 2,6% em relação a participação do continente no turismo mundial (Ministério do Turismo, 2019a).

O Brasil sediou uma série de megaeventos esportivos, como os Jogos Pan-Americanos de 2007, a Copa das Confederações em 2013, a Copa do Mundo da FIFA em 2014 e os Jogos Olímpicos de 2016. Os megaeventos esportivos são um instrumento de marketing de destino para os países anfitriões (Nishio, 2013). Sedar ou organizar um megaevento esportivo é uma forma de consolidar a marca do país de destino e também uma maneira de alavancar o próprio evento e promover a imagem do país anfitrião (Ferrari & Guala, 2017). A Copa do Mundo em 2014 e os Jogos Olímpicos em 2016 geraram grandes expectativas em relação aos seus efeitos econômicos, principalmente pelo turismo internacional (Meurer & Lins, 2018).

O Instituto Brasileiro de Turismo (EMBRATUR) é o órgão oficial de promoção do turismo do Brasil. Esse órgão lançou, em 2005, a Marca Brasil, como parte do Plano Aquarela, o objetivo era tornar o país um dos vinte maiores destinos turísticos do mundo (Castro & Giraldi, 2012; Gomes, 2011). No entanto, mesmo após sediar os principais eventos esportivos, a presença brasileira no mercado mundial de turismo ainda é pequena (Lohmann et al., 2022). A participação do Brasil no mercado em número de chegadas internacionais, caiu de 0,8%, em 2000, para 0,47% em 2018 (Rabahy, 2019). Assim, uma vez que os recursos disponíveis para o investimento em ações de estruturação e marketing dos destinos turísticos são limitados, o direcionamento estratégico dos esforços de promoção turística do país, torna-se fundamental (Santos, 2013).

A teoria econômica sugere que o preço é um importante determinante da demanda (Dogru et al., 2017). No contexto de viagens internacionais, os turistas podem mudar a escolha do destino ao avaliar o preço em moeda estrangeira de bens e serviços turísticos em destinos, o custo do transporte entre países e o efeito das variações da taxa de câmbio no poder de compra (Crouch, 1994a). A competitividade de preços do turismo é um determinante importante do número de visitantes recebidos e as taxas de câmbio desempenham um papel relevante nisso (Dwyer et al., 2002). Conforme Webber (2001), o turismo pode ser afetado pela volatilidade da taxa de câmbio. Neste trabalho, para o trato das séries com esse tipo de característica (volatilidade, que pode ser capturada pela variância condicional), optamos pela utilização de especificações para a média, com modelos ARMA, acrescido de componentes para modelar a variância do processo, modelos GARCH.

Quanto mais informações sobre as despesas de viagem entre os diferentes destinos forem reunidas e analisadas, mais os viajantes com sensibilidade aos preços mudarão sua escolha da taxa de câmbio mais alta para a mais baixa (Wang, Chen, Lu e Hwang, 2008). Assim, o turismo pode ser mais sensível às taxas de câmbio do que outros negócios (Cheng et al., 2013). É, portanto, importante investigar a relação de dependência entre taxas de câmbio e demanda internacional de turismo.

A relação entre taxas de câmbio e demanda turística internacional têm sido estudadas por meio de diferentes abordagens metodológicas. Poucos estudos aplicados ao Brasil analisam essa relação (por exemplo, Meurer, 2010; Valença; de Souza Melo; Sobral & Xavier, 2015; Tavares & Leitão, 2017; Wanke et al., 2019). Entre os modelos de investigação disponíveis, as funções cópulas são uma técnica que pode contribuir com a pesquisa no turismo. Isso por serem capazes de medir movimentos conjuntos entre variáveis, além de poder identificar independência. O uso dessa metodologia possui algumas vantagens quando comparado a análise multivariada tradicional (ver Nelsen, 2006), como flexibilidade no cálculo da distribuição conjunta, e a possibilidade de capturar diversas estruturas de dependência, como a dependência não linear, assimétrica e de cauda.

Estudos recentes utilizam cópulas com o objetivo de analisar a relação entre demanda turística internacional e seus determinantes (Zhang et al., 2012; Pérez-Rodríguez et al., 2015; Wanke et al., 2019). Cópulas também foram aplicadas para analisar a relação de dependência entre diferentes fluxos turísticos (Liu & Sriboonchitta, 2013; Liu, Sriboonchitta, Nguyen & Kreinovich, 2014; Puarattanaarunkorn & Sriboonchitta, 2014; Tang, Ramos, Cang & Sriboonchitta, 2017) ou na previsão de demanda (Zhu; Lim; Xie & Wu, 2017, 2018). Contudo, encontramos apenas dois estudos que investigaram a relação de dependência, por meio de cópulas, entre as taxas de câmbio e demanda turística internacional (Tang, Sriboonchitta, Ramos & Wong, 2016; Chang & Chang, 2020), sendo que a abordagem ainda não foi aplicada no contexto brasileiro.

Diante disso, o objetivo deste artigo é mensurar a dependência entre a taxa de câmbio e a demanda turística internacional para o Brasil, por meio de modelos de cópulas. Diferente de Wanke et al. (2019), que utilizaram como medida de demanda dados mensais de receitas e despesas; e de Tavares & Leitão (2017), que aplicaram um modelo gravitacional com dados brasileiros, este artigo utiliza o número de chegadas internacionais e as taxas de câmbio nominais, com dados mensais entre 1999 e 2018.

Este artigo apresenta um avanço no conhecimento da demanda turística internacional no Brasil ao ser o primeiro estudo a captar a relação de dependência entre a demanda turística internacional e as taxas de câmbio via Cópula-GARCH. Os resultados deste artigo, de modo geral, indicaram que apenas a Argentina, apresenta relação significativa entre as taxas de câmbio nominais e o número de chegadas internacionais ao Brasil. Enquanto Alemanha e EUA apresentaram neutralidade na relação dessas variáveis.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

A rápida expansão do turismo internacional motivou um crescente interesse nos estudos sobre demanda turística (Li et al., 2005). Conforme Kumar, Kumar, Patel, Hussain Shahzad e Stauvermann (2020), a demanda turística refere-se ao consumo de bens e serviços do turista em um destino e é única, porque o produto turístico é um pacote de bens e serviços complementares. Assim, identificar os determinantes da demanda turística e estimar magnitudes de sua influência são de grande interesse para os tomadores de decisão nos destinos turísticos (Song & Li, 2008).

Nesse contexto, o número de chegadas de turistas internacionais ainda é a variável mais popular como medida de demanda para o turismo internacional (Song & Li, 2008; Wu et al., 2017). Enquanto os determinantes mais utilizados para explicar o número de chegadas são a renda, preços relativos, preços substitutos, custos de

transporte, taxas de câmbio, tendência e fatores qualitativos (Lim, 1997; Li et al., 2005; Song & Li, 2008; Seetanah et al., 2010; Quadri & Zheng, 2010).

A taxa de câmbio é normalmente incluída nas equações de demanda turística combinada com preços relativos como uma variável de preço efetivo (taxa de câmbio real) ou como uma variável separada (De Vita, 2014). Estudos que investigaram a relação entre a taxa de câmbio e a demanda turística internacional utilizam relação entre as variáveis de maneira distinta (Crouch, 1994a,b), chegando, também, a resultados diferentes. Assim, é possível dividir os estudos em dois grupos.

No primeiro grupo, alguns estudos apontam que os efeitos da taxa de câmbio na demanda internacional não são significativos. No segundo grupo, diversos estudos encontraram relações significativas entre as taxas de câmbio e a demanda turística internacional. (Quadro 1).

**Quadro 1-** Estudos sobre demanda turística internacional e taxa de câmbio

<b>Grupo 1 – efeitos não significativos do câmbio na demanda.</b>			
Autores	Método	Resultados	Países analisados
Quayson & Var (1982)	Modelo duplo-log linear.	Coefficiente da taxa de câmbio não foi significativo.	Canadá.
Vanegas Sr & Croes (2000)	Modelos linear e duplo-log linear.	A demanda turística dos EUA por Aruba não é afetada pela taxa de câmbio.	EUA.
Croes & Vanegas Sr (2005)	Modelo econométrico dinâmico.	Apenas a Venezuela apresentou coeficiente significativo para a taxa de câmbio.	EUA.
Quadri & Zheng (2010)	Regressão linear.	Em 11 dos 19 países investigados a taxa de câmbio não teve coeficiente significativo.	Itália.
Rabahy, W. A., Silva, J. C. D. da, & Vassallo, M. D. (2008)	Cointegração de Johansen.	Os turistas da Argentina foram sensíveis à taxa de câmbio real, enquanto turistas dos EUA não foram afetados, em média, pela taxa de câmbio real.	Brasil.
<b>Grupo 2 – efeitos do câmbio significativos na demanda.</b>			
Webber (2001)	Procedimentos de Engle, Granger e Johansen.	50% das estimativas indicaram que a taxa de câmbio é um fator determinante na demanda turística internacional.	Austrália.
Dritsakis (2004)	Modelo VAR e o procedimento de Johansen, Engle e Granger.	A taxa de câmbio tem um efeito significativo na demanda alemã e britânica por turismo na Grécia.	Grécia.
Seo et al. (2009)	Modelos DCC-MGARCH e VEC.	As taxas de câmbio têm impactos nas correlações condicionais dos países.	Coréia do Sul.
Meurer (2010)	Regressão e o procedimento de Johansen.	O número de turistas estrangeiros é influenciado pela taxa de câmbio, mas sua demanda não é sensível.	Brasil.
Seetanah et al. (2010)	Modelo gravitacional com técnicas de co-integração.	Os turistas são sensíveis às mudanças de preços na África do Sul e também às mudanças nos preços do turismo em destinos concorrentes.	África do Sul.
Lorde et al. (2016)	Modelo gravitacional.	A renda do destino e da origem, a população do destino e os preços próprios (que incluem a taxa de câmbio) e substitutos do turismo são todos os principais determinantes.	Caribe.
Untong et al. (2015)	Modelo log-linear.	Os turistas chineses respondem menos a uma mudança nos preços da Tailândia do que a alterações nos preços dos concorrentes, como Hong Kong, Coréia do Sul, Cingapura, Malásia e Vietnã.	Tailândia.
Khoshnevis Yazdi & Khanalizadeh (2017)	Modelo gravitacional em conjunto com um modelo auto-regressivo de defasagem distribuída (ARDL).	O PIB, o índice de preços ao consumidor, a taxa de câmbio real e certos eventos específicos têm um impacto significativo na demanda internacional de turismo.	EUA.
Gani & Clemes (2017)	Modelos linear e duplo-log linear.	Mudanças na taxa de câmbio, devido a fatores domésticos ou externos, influenciam o volume de visitantes na Nova Zelândia.	Nova Zelândia.
Martins et al. (2017)	Modelos duplo-log linear.	Um aumento no PIB per capita do mundo, uma depreciação da moeda nacional e um declínio nos preços domésticos relativos ajudam a impulsionar a demanda do turismo.	218 países.
Tavares & Leitão (2017)	Modelo gravitacional.	Os resultados demonstram que quaisquer alterações na taxa de câmbio, que possam prejudicar o fluxo de turistas para o Brasil, podem ser superadas por um serviço altamente qualificado.	Brasil.
Ulucak et al. (2020)	Modelo gravitacional.	As chegadas de turistas aumentam no caso de uma taxa de câmbio 1% maior entre a Turquia e o país de origem em favor do país de origem.	Turquia.

**Fonte:** Elaborado pelos autores

Os estudos citados no Quadro 1 são importantes para analisar a relação entre a taxa de câmbio e a demanda turística internacional por diferentes abordagens metodológicas, ao captar às relações entre as variáveis, assim como investigar a volatilidade da taxa de câmbio. No entanto, de modo geral, não são capazes de captar comportamentos não lineares ou de dependência assimétrica entre as variáveis. Por outro lado, em vez de impor

uma suposição de distribuição fixa a variáveis aleatórias, as cópulas fornecem a flexibilidade na escolha de distribuições marginais para as variáveis de interesse (Zhu et al., 2018).

Além disso, a modelagem de cópulas apresenta algumas vantagens. Primeiro, os parâmetros de dependência nas cópulas propostas podem ser constantes ou variáveis no tempo para capturar possíveis relações dinâmicas e não lineares (Pérez-Rodríguez et al., 2015). Ademais, o modelo cópula fornece informações úteis sobre a dependência de cauda que uma simples análise de correlação linear não pode fornecer (Tang et al., 2017). Terceiro, são capazes de capturar dependência simétrica e assimétrica (Tang et al., 2016).

Aplicações do modelo cópula são comuns em finanças e economia. Por exemplo, para analisar a dependência entre retornos diários de índices dos mercados de ações (Jondeau & Rockinger, 2006). Na relação entre os mercados de ações internacionais (Mokni & Mansouri, 2017, e Just & Łuczak, 2020), entre outros.

Na literatura de turismo existem poucas aplicações de modelos baseados em cópulas. Por exemplo, Zhang et al. (2012) elaboraram um modelo composto por uma especificação do modelo Tobit e uma cópula arquimediana para analisar a dependência entre o uso do tempo e o comportamento dos gastos dos turistas no Japão. Além disso, estudos analisaram o co-movimento de fluxos turísticos em países asiáticos (Liu & Sriboonchitta, 2013; Puarattanaarunkorn & Sriboonchitta, 2014; Liu et al., 2014; Tang et al., 2017). A aplicação de cópulas foi estendida para incluir previsão de demanda turística internacional (Zhu et al., 2017, 2018). Cópulas também são utilizadas em Pérez-Rodríguez et al. (2015) para analisar a relação entre o PIB e as taxas de crescimento das receitas turísticas. Wanke et al. (2019) utilizaram o modelo de Markov na geração de cópulas para investigar o padrão endógeno e temporalmente dependente entre as receitas/despesas mensais do turismo no Brasil e as variáveis macroeconômicas ao longo de 20 anos.

Alguns estudos aplicaram o modelo copula para analisar a relação entre taxa de câmbio e demanda internacional de turismo. Por exemplo, Tang et al. (2016) investigaram a dependência entre as variáveis, no caso da China, entre 1994 e 2011. Os resultados mostram que câmbio não é um fator determinante na flutuação da demanda turística internacional da China. Em estudo similar, Chang & Chang (2020) analisaram a dependência entre a demanda internacional de turismo nos EUA e a taxa de câmbio de janeiro de 1999 a julho de 2016. Os autores apontam que a taxa de câmbio desempenha um papel fundamental ao afetar as chegadas internacionais de turistas. Assim, de forma similar a Tang et al. (2016) e Chang & Chang (2020), o foco deste estudo é investigar a relação entre essas variáveis, com dados brasileiros.

### 3 DADOS E ESTRATÉGIA METODOLÓGICA

A estratégia metodológica deste estudo é baseada em duas etapas, uma para a estimação das distribuições marginais e a segunda na estimação do modelo de cópulas. Para estimar as distribuições marginais são utilizados modelos autorregressivos de média móvel (ARMA) e de heterocedasticidade condicional autorregressiva (GARCH). A utilização combinada desses dois modelos é comum na literatura recente aplicada de cópulas (Tang et al., 2016, 2017; Liu & Sriboonchitta, 2013; Puarattanaarunkorn & Sriboonchitta, 2014; Liu et al., 2014). Como mencionado, existe a necessidade deste processo de estimação para modelar o comportamento das variáveis ao longo do tempo, diante da autocorrelação serial das variáveis utilizadas. Além disso, existe a necessidade de atender aos requisitos de *input* de dados para a estimação de cópulas (terem distribuição uniforme). A partir dos resultados dos resíduos padronizados dos modelos ARMA-GARCH são estimadas as funções de cópula das famílias Gaussiana, *t-Student*, Gumbel e Clayton. Por fim, para testar a adequação do modelo, é aplicado um teste de qualidade de ajuste nas cópulas, proposto por Huang & Prokhorov (2014).<sup>1</sup> A Figura 1 sintetiza as etapas necessárias para o alcance dos resultados do estudo.

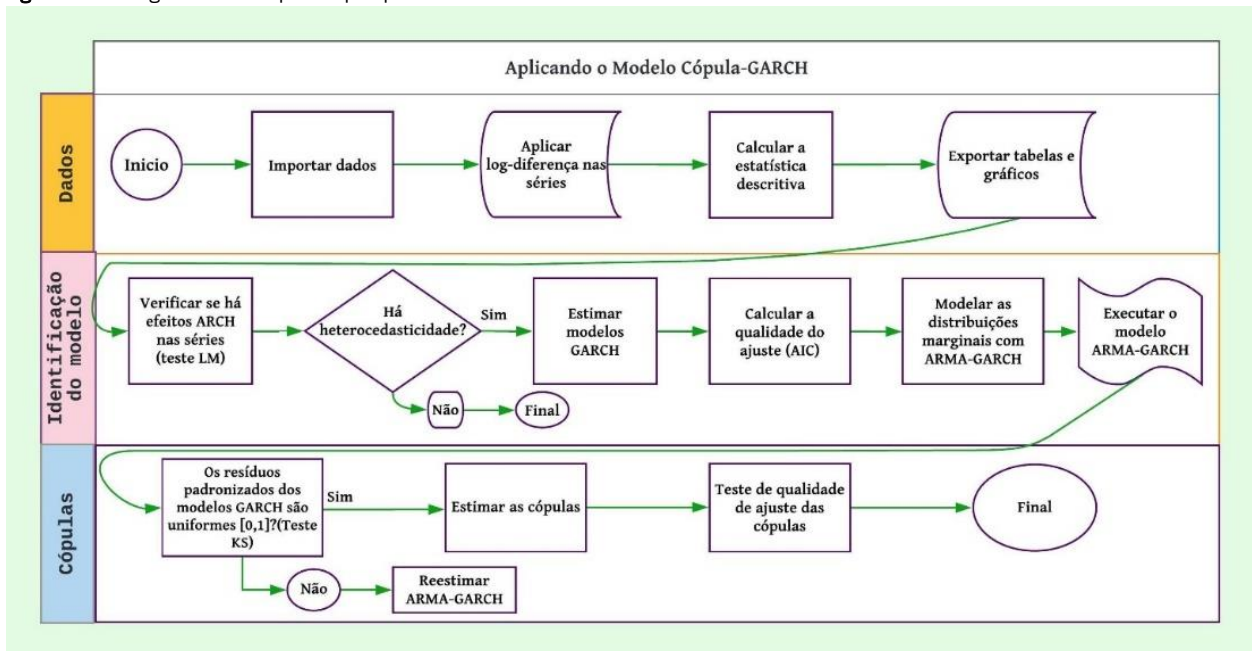
O processo de aplicação do método é semelhante ao realizado nos estudos de Tang et al. (2016) e Tang et al. (2017). Assim, uma vez que as séries precisam ser estacionárias<sup>2</sup> para a estimação do ARMA-GARCH, utilizamos os testes ADF de Dickey & Fuller (1979) e PP de Phillips & Perron (1988), em que a hipótese nula é de que as séries não são estacionárias, e o teste KPSS de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt & Shin (1992) com hipótese nula de estacionariedade nas séries. Além disso, para analisar os resíduos do modelo ARMA-GARCH, os testes de Ljung & Box (1978) e LM-ARCH de Engle (1982) foram aplicados. O primeiro testa a independência serial dos resíduos e o segundo verifica se os modelos especificados captaram os movimentos de volatilidade condicional das séries. Por

<sup>1</sup>Todo o processo de estimação foi realizado por meio do Software R Core Team, disponível em <https://www.R-project.org/>.

<sup>2</sup>Para mais informações sobre o conceito de estacionariedade consultar Enders (2008).

último, o teste KS analisa se as distribuições marginais aderem a uma uniforme [0, 1], como condição necessária para estimação das cópulas. As Tabelas 1 e 2 apresentam os resultados destes testes.

Figura 1 – Fluxograma das etapas da pesquisa



Fonte: Elaborado pelos autores.

### 3.1 Dados

Foram utilizados dados mensais de janeiro de 1999 a dezembro de 2018 do número de chegadas de turistas internacionais da Argentina, Alemanha e EUA e suas respectivas taxas de câmbio reais. A taxa de câmbio real mede os preços efetivos de bens e serviços no país de destino, quando o índice de preços ao consumidor se ajusta entre as diferenças das taxas de câmbio nas moedas dos países de origem e destino (Dritsakis, 2004).

A escolha dos três países justifica-se pelo fato de serem as principais origens de turistas da América do Sul, Europa e América do Norte, ao Brasil, de acordo com dados do Ministério do Turismo. O número total de turistas entre 1999 e 2018 somam 29.766.350 turistas provenientes da Argentina, 12.479.55 dos Estados Unidos, e 5.141.072 da Alemanha. Segundo o Ministério do Turismo (2019b), a porcentagem de chegadas representava as seguintes porcentagens do total de turistas internacionais no Brasil em 2015: Argentina (32,98%), Estados Unidos (9,13%) e Alemanha (4,79%).

O horizonte temporal escolhido para a análise envolve o início do regime de câmbio flutuante no Brasil em 1999, enquanto o período final é 2018 devido à indisponibilidade de dados mais recentes do número de turistas internacionais. Assim, os dados mensais das chegadas de turistas foram obtidos no site do Ministério do Turismo<sup>3</sup> e as taxas de câmbio da Argentina foram obtidas no site *Bruegel*<sup>4</sup>, enquanto as taxas de câmbio dos EUA e da Alemanha são do site *Federal Reserve Bank of St. Louis*<sup>5</sup>.

### 3.2 Modelos das distribuições marginais

As distribuições marginais foram obtidas pelo modelo ARMA-GARCH, que pode ser descrito da seguinte forma:

$$A_t^b = \delta_0 + \sum_{i=1}^m \psi_i A_{t-i}^b + a_t - \sum_{j=1}^n \theta_j a_{t-j}, \quad (1)$$

$$\alpha_t = \sigma_t \varepsilon_t, \text{ com} \quad (2)$$

<sup>3</sup>Disponível em <http://www.dadosefatos.turismo.gov.br/extrator-turistas.html>. Acesso em 15/03/2020.

<sup>4</sup>Disponível em <https://www.bruegel.org/publications/datasets/real-effective-exchange-rates-for-178-countries-a-new-database/>. Acesso em 02/01/2021.

<sup>5</sup>Disponível em <https://fred.stlouisfed.org/tags/series?t=exchange+rate%3Breal>. Acesso em 02/01/2021.

$$\sigma_t^2 = w + \sum_{k=1}^p \alpha_k \alpha_{t-k}^2 + \sum_{l=1}^q \beta_l \sigma_{t-l}^2, \quad (3)$$

em que a equação (1) representa a equação da média,  $m$  e  $n$  são as ordens do modelo ARMA, onde  $\psi_i$  e  $\theta_j$  representam os parâmetros autorregressivos (AR) e de médias móveis (MA), respectivamente. Além disso,  $A_t^b$  pode ser o log da taxa de crescimento do número de chegadas ou o log-retorno da taxa de câmbio (representado por  $b$ ). A equação (3) representa a equação da variância, tal que  $w > 0$  é a média do processo de volatilidade e  $\alpha_k, \beta_l \geq 0$  são os parâmetros do modelo GARCH(p,q), respectivamente<sup>6</sup>. A equação (2) representa o termo de erro, de forma que  $\varepsilon_t \sim D(0,1)$  é o resíduo com  $t=1, \dots, T$ , onde  $D(\cdot)$  representa a função de densidade de probabilidade (*f.d.p.*), que neste estudo segue uma distribuição *t-Student assimétrica*. Essa distribuição proposta por Fernández & Steel (1998), pode ser encontrada, em sua versão padronizada, em Lambert & Laurent (2001).

### 3.3 Cópulas

As cópulas são funções de distribuição multivariadas com todas as marginais univariadas distribuídas de forma uniforme no intervalo  $[0, 1]$ , que permitem derivar as distribuições conjuntas, dadas as distribuições marginais (Nelsen, 2006). Sklar (1959) desenvolveu um teorema que viabiliza a obtenção da distribuição conjunta a partir das marginais e uma função de cópula que descreve a relação entre as variáveis.

**Teorema de Sklar.** Sejam  $Y_1, \dots, Y_n$  variáveis aleatórias com marginais  $F_1, \dots, F_n$ , respectivamente, e  $F$  a função de distribuição conjunta. Então existe uma  $n$ -cópula  $C$ , tal que, para todo  $\mathbf{y} \in R^n$ :

$$F(\mathbf{y}) = C(F_1(y_1), \dots, F_n(y_n)) \quad (4)$$

Se  $F_1, \dots, F_n$  são todas contínuas, então  $C$  é unicamente definida. Por outro lado, se  $C$  é uma  $n$ -cópula e  $F_1, \dots, F_n$  são funções de distribuição, então a função  $F$  definida por (4) é uma função de distribuição conjunta de dimensão  $n$  com marginais  $F_1, \dots, F_n$ .

O Teorema de Sklar pode ser invertido para expressar cópulas em termos de uma função de distribuição conjunta e as "inversas" das duas marginais. Assim, a partir do Teorema de Sklar, há um corolário imediato definido como:

$$C(u_1, \dots, u_n) = F(F_1^{-1}(u_1), \dots, F_n^{-1}(u_n)) \quad (5)$$

em que  $F_1^{-1}, \dots, F_n^{-1}$  são quase inversas de  $F_1, \dots, F_n$ , dadas por  $F_j^{-1}(u_j) = \inf\{y \mid F_j(y) \geq u_j\}$ . Então, quando  $F_1$  e  $F_n$  são contínuas, o resultado acima também vale para cópulas e fornece um método para construir cópulas a partir de funções de distribuição conjunta (Nelsen, 2006).

Para testar a estrutura de dependência simétrica, assimétrica e de cauda entre as taxas de câmbio e o número de chegadas internacionais ao Brasil foram aplicadas quatro funções de cópulas: Gaussiana, *t-Student*, Gumbel e Clayton.

A cópula Gaussiana é a cópula da distribuição normal multivariada, sendo definida como:

$$C_G(u, v; \rho) = \Phi(\phi_{(u)}^{-1}, \phi_{(v)}^{-1}) \quad (6)$$

em que  $\Phi$  é a função de distribuição conjunta de uma normal padrão bivariada, com coeficiente de correlação linear  $\rho$  restrito ao intervalo  $(-1, 1)$  que mede a dependência entre  $u$  e  $v$ . Sendo  $\phi^{-1}$  a inversa da função de distribuição normal padrão. Assim, a cópula Gaussiana gera distribuição normal padrão bivariada se, e somente se, as marginais são normais padrões. Além disso, a cópula gaussiana descreve a dependência simétrica, mas implica em dependência zero nas caudas extremas.

<sup>6</sup>Mais informações sobre os modelos ARMA e GARCH podem ser obtidas em Enders (2008).

A cópula de *t-Student* introduz a dependência simétrica nas caudas. Assim, é definida como:

$$C_T(u, v; \rho, \kappa) = T\left(t_{(u)}^{-1}, t_{(v)}^{-1}\right) \quad (7)$$

a cópula gaussiana e *t-Student* são ambas simétricas. Na cópula *t-Student*,  $T$  é a função de distribuição acumulada bivariada *t-Student*. Ela possui dois parâmetros dependentes  $u$  e  $v$ , representando a distribuição  $t$  bivariada com  $\kappa$  graus de liberdade, e a correlação,  $\rho$ , restrita ao intervalo  $(-1, 1)$ . Como tem dependência diferente de zero nas caudas, temos  $\lambda_U = \lambda_L > 0$ .

A cópula assimétrica de Clayton (1978), permite capturar a dependência de cauda inferior e pode ser escrita como:

$$C_C(u, v; \alpha) = \left(\max(u^{-\alpha} + v^{-\alpha} - 1)^{-\frac{1}{\alpha}}, \alpha \in [0, +\infty)\right) \quad (8)$$

em que  $\alpha \in [0, +\infty)$  é o grau de dependência entre  $u$  e  $v$ . Assim,  $\alpha = 0$  indica nenhuma dependência, enquanto à medida que  $\alpha$  aumenta indica uma maior dependência entre  $u$  e  $v$ . O parâmetro de dependência na cauda inferior é dado por  $\lambda_L = 2^{-\frac{1}{\alpha}} > 0$ , enquanto na cauda superior é  $\lambda_U = 0$ .

A cópula assimétrica de Gumbel (1960) permite capturar a dependência da cauda superior e pode ser definida como:

$$C_G(u, v; \delta) = \exp\left\{-\left[(-\ln u)^\delta + (-\ln v)^\delta\right]^{\frac{-1}{\delta}}\right\}, \delta \in (1, +\infty) \quad (9)$$

em que o parâmetro  $\delta$  mede a dependência entre  $u$  e  $v$ . Assim, quando  $\delta = 1$  não há dependência, se  $\delta > 1$  há uma dependência positiva e à medida que o parâmetro  $\delta$  tende ao infinito indica uma relação totalmente dependente entre  $u$  e  $v$ . O parâmetro de dependência da cauda inferior é dado por  $\lambda_L = 0$ , enquanto na cauda superior é  $\lambda_U = 2 - 2^{-\delta} > 0$ .

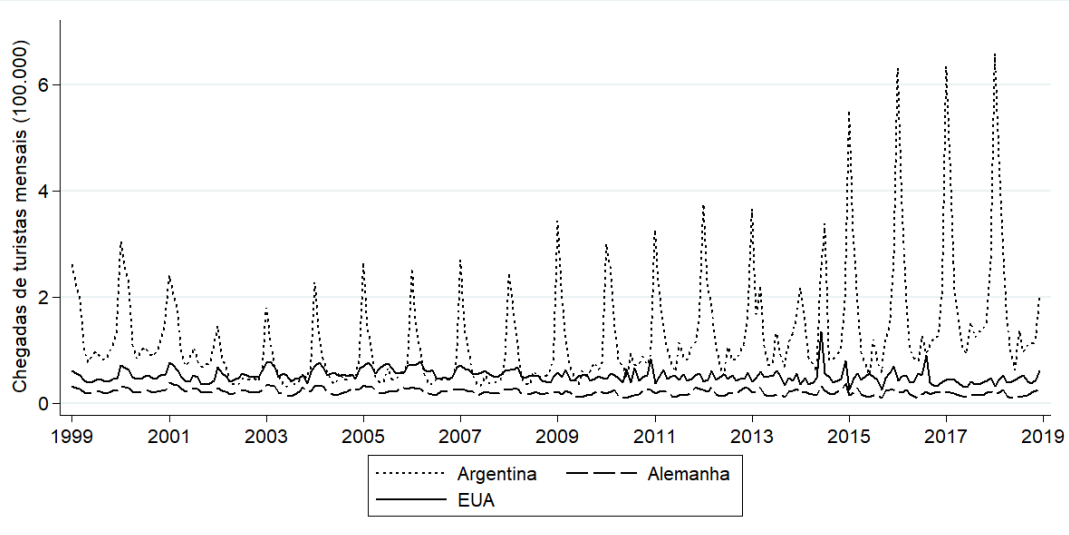
Foi escolhido para o processo de estimação das cópulas o processo conhecido como *Inference Functions Margins* (IFM) proposta por Shih & Louis (1995) e Joe & Xu (1996). A estimação consiste em duas etapas, onde em cada etapa o método da máxima verossimilhança é aplicado. A primeira etapa consiste em estimar os parâmetros pertencentes às distribuições marginais separadamente. Em seguida, a partir destas estimativas os parâmetros associados a função cópula são obtidos.

#### 4 RESULTADOS

Os resultados demonstram as semelhanças e diferenças encontradas entre os três países analisados, seguindo os procedimentos do método de estimação escolhido. Primeiro, apresentamos as séries temporais, seguidas pelas estatísticas descritivas, estimativas ARMA-GARCH e resultados das cópulas. Por fim, discutimos os resultados, contrapondo-os com estudos anteriores.

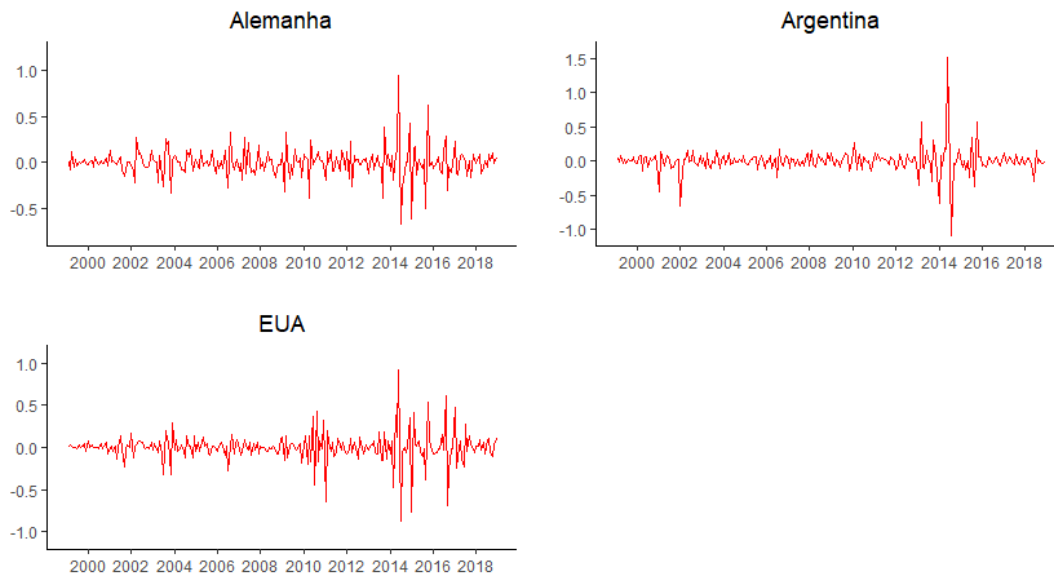
Analizando a Figura 2, que apresenta a série mensal de chegadas de turistas no Brasil da Argentina, Alemanha e EUA, entre 1999 e 2018, percebem-se picos nos meses de janeiro, e durante a Copa do Mundo e Jogos Olímpicos, para todos países, com um maior pronunciamento para a Argentina. Além disso, as séries aparentam possuir comportamento sazonal nos meses de férias escolares e verão brasileiro. Para tratar a sazonalidade das séries de chegadas foi aplicado o método Censo X-13 desenvolvido pelo US Census Bureau, e, em seguida, uma transformação logarítmica para as diferenças dos dados é utilizada para contornar problemas de não estacionariedade das séries, necessária para a estimação dos modelos ARMA-GARCH. Assim,  $A_t^1 = \ln(Y_t / Y_{t-1})$  e  $A_t^2 = \ln(P_t / P_{t-1})$  foram aplicadas para medir as taxas de crescimento das chegadas mensais de turistas internacionais e suas respectivas taxas de câmbio. Portanto,  $Y_t$  representa as chegadas de turistas ajustadas sazonalmente, enquanto  $P_t$  são as taxas de câmbio no tempo  $t$ .



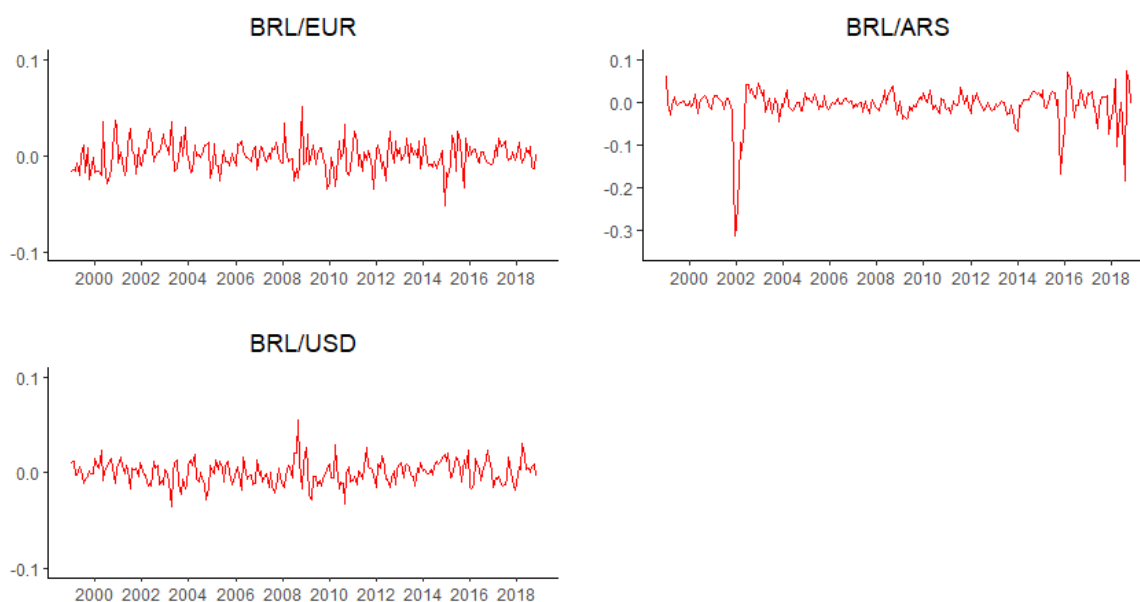
**Figura 2** - Chegadas de turistas internacionais da Argentina, Alemanha e EUA

**Fonte:** Elaborado pelos autores.

Um dos fatos estilizados em séries temporais econômicas indica que a volatilidade de muitas séries não é constante ao longo do tempo (Enders, 2008). Assim, a partir da Figura 3, nota-se a ocorrência de *clusters* de volatilidade nos últimos anos. Entre 2014 e 2016, as séries apresentam um comportamento de alta volatilidade, causadas pela realização da copa e dos jogos olímpicos. Adicionalmente, os gráficos da Figura 4 sugerem a existência de variância condicional nos dados, com períodos persistentes de variância relativamente alta.

**Figura 3** - Taxas de crescimento mensais das chegadas internacionais de turistas dos países

**Fonte:** Elaboração dos autores

**Figura 4** - Taxas de retorno do câmbio Real (BRL) X moedas estrangeiras (USD, EUR, ARS)

Fonte: Elaboração dos autores.

#### 4.1 Estatísticas descritivas

As estatísticas descritivas da log-diferença (taxas de crescimento mensal) de chegadas de turistas internacionais e dos log-retornos da taxa de câmbio encontram-se na Tabela 1. Nota-se que todas as séries de demanda turística internacional são estáveis em torno de médias próximas de zero. Os resultados do teste de Jarque-Bera (1987) indicam que todas as séries rejeitaram a hipótese nula de normalidade, reforçado pelos resultados de assimetria e de curtose das séries. A assimetria com valores positivos para Argentina e Alemanha indicam probabilidade de altas mais pronunciadas, o oposto ocorre para os Estados Unidos, relacionando com probabilidades de baixas mais pronunciadas. Esses resultados suportam a utilização de distribuições *t-Student* assimétricas na estimação dos modelos ARMA-GARCH, na sequência estimada.

A estatística do teste de Ljung & Box (1978) indicou correlação serial para todas as séries, sinalizando a necessidade de estimação de modelos autorregressivos para a maioria das variáveis. Os testes de Dickey & Fuller (1979), de Phillips & Perron (1988) e Kwiatkowski et al. (1992) foram utilizados para testar a presença de raiz unitária, nos quais todas as séries dos retornos do câmbio e taxas de crescimento de demanda turística se mostraram estacionárias. Utilizamos o log-retorno do câmbio e das chegadas para calcular a correlação de Pearson, de forma que apenas a Argentina apresentou uma correlação significativa.

**Tabela 1** - Estatística descritiva das séries da log-diferença do número de chegada dos países e dos log-retornos da taxa de câmbio.

	Estados Unidos	Argentina	Alemanha	BRL/USD	BRL/ARS	BRL/EUR
Média	0,0005	0,0012	-0,0009	0,0001	-0,0061	-0,0004
Mínimo	-0,8668	-1,0797	-0,6644	-0,0363	-0,3139	-0,0514
Máximo	0,9205	1,5186	0,9432	0,0549	0,0737	0,0515
DP	0,1757	0,1747	0,1554	0,0120	0,0424	0,0146
Ass.	-0,3225	1,5168	0,5192	0,2848	-3,8195	0,1697
Curtose	8,4933	30,0304	8,2331	1,3862	21,69	0,8321
JB	739,02***	9240,60***	701,49***	23,441***	5363,7***	8,601**
Q(24)	123,53***	54,49***	78,75***	59,417***	124,37***	44,279***
ADF	-15,48***	-15,16***	-15,32***	-9,992***	-7,758***	-10,702***
PP	-286,41***	-196,34***	-255,41***	-143,887***	-112,046***	-173,418***
KPSS	0,02	0,05	0,01	0,21	0,05	0,08

Correlação de Pearson – Câmbio x Chegadas

Argentina	0,1888***
EUA	-0,0413
Alemanha	0,0888

DP – Desvio Padrão. Ass – Assimetria. JB - teste de Jarque & Bera. LM - Teste Multiplicador de Lagrange com 12 defasagens. ADF - teste de Dickey & Fuller. PP - teste de Phillips & Perron. KPSS - teste de Kwiatkowski et al. (1992). Q(k) - estatística de Ljung & Box, com k defasagens. Obs: número de observações. As séries originais passaram pelo processo de ajuste sazonal antes do cálculo da diferença. (\*\*\*), (\*\*), (\*) representam rejeição da hipótese nula à 1%, 5% e 10%, respectivamente.

As estatísticas descritivas dos log-retornos das taxas de câmbio mensais, também apresentados na Tabela 1 (colunas 4-6), indicam que as taxas de câmbio tiveram mais retornos negativos do que positivos no período da amostra para BRL/ARS e BRL/EUR. Em relação a medida de curtose, BRL/ARS possui valor acima de 3, apresentando maior probabilidade de eventos extremos (caudas pesadas). Todas as séries rejeitaram a hipótese de normalidade no nível significativo de 1% (teste JB). O teste de Ljung & Box, ao nível de 5% de significância, apresentou correlação serial apenas para a série de taxa de câmbio BRL/EUR.

#### 4.2 Estimativas ARMA-GARCH

A Tabela 2 apresenta os resultados do modelo ARMA-GARCH com distribuição *t-Student* assimétrica. Os parâmetros do modelo foram estimados por meio do método da máxima verossimilhança condicional, em que o critério de informação de Akaike (1974) foi utilizado para selecionar os modelos marginais, ARMA ( $m, n$ ) - GARCH ( $p, q$ ), descritos nas equações (1) a (3) melhores ajustados aos dados. As ordens destes modelos foram escolhidas após combinações de 0 a 2 para  $m, n, p$  e  $q$ <sup>7</sup>.

Conforme apresentado na Tabela 2, os termos autorregressivo e de média móvel da equação da média,  $\psi_1$  e  $\theta_1$  respectivamente, foram significativos a 5% em todas as séries. Isso significa que os valores passados dessas séries contribuem para a estimativa dos valores presentes e podem ser utilizados para projeções do futuro. Por outro lado, para BRL/USD e BRL/EUR, apenas o comportamento da variância condicional foi significativa para explicar a relação temporal dessas variáveis.

**Tabela 2** - Resultados ARMA-GARCH para as taxas de crescimento das demandas do turismo e as taxas de câmbio.

	Estados Unidos	Argentina	Alemanha	BRL/USD	BRL/ARS	BRL/EUR
<b>Equação da média</b>						
$\delta$	0,0017 (0,0025)	0,0017 (0,0019)	-0,0009 (0,0007)	-0,00003 (0,0007)	-0,0013 (0,0016)	-0,00007 (0,0009)
$\psi_1$	-	0,3783* (0,0989)	0,3887* (0,0874)	0,3389* (0,0645)	0,4739* (0,0586)	0,2387* (0,0612)
$\theta_1$	-0,6084* (0,0583)	-0,7041* (0,0648)	-0,9214* (0,0390)	- (-)	- (-)	- (-)
<b>Equação da variância</b>						
$\omega_1$	0,0022 (0,005)	0,0068 (0,0038)	0,0043 (0,0035)	0,0001* (0)	0,0009 (0,0007)	0,0002* (0)
$\alpha_1$	0,5479 (0,3256)	0,5205* (0,3220)	0,1654 (0,1433)	0 (0,0709)	0,3935 (0,3638)	0,0343* (0,0679)
$\beta_1$	0,6042* (0,1086)	0,3460* (0,15374)	0,0478 (0,1387)	- (-)	- (-)	- (-)
$\beta_2$	- (-)	- (-)	0,6433* (0,2422)	- (-)	- (-)	- (-)
$\varepsilon_1$	0,8645* (0,0765)	0,8978* (0,0885)	0,8360* (0,0814)	1,0987* (0,1098)	0,8738* (0,0791)	1,1453* (0,1001)
$\lambda_1$	2,7012* (0,5558)	2,6518* (0,4934)	2,7148* (0,6867)	10* (4,7743)	2,4230* (0,4250)	6,7945* (2,9289)
$Q(20)$	22,1342 [0,3333]	18,5742 [0,5496]	21,2945 [0,3800]	27,7730 [0,1149]	13,4204 [0,8586]	26,9704 [0,1361]
$Q^2(20)$	8,9674 [0,9833]	8,0364 [0,9916]	23,6589 [0,2576]	15,7587 [0,7315]	1,5266 [1]	13,9033 [0,8354]
LM ARCH	6,3572 [0,8970]	5,6984 [0,9306]	12,1064 [0,4372]	7,1899 [0,8448]	1,2422 [0,9999]	8,8345 [0,7170]
KS	0,0566 [0,4276]	0,0295 [0,9854]	0,0540 [0,4889]	0,0299 [0,9829]	0,0542 [0,4848]	0,0421 [0,7914]

**Notas:** Erros padronizados (entre parênteses);  $\varepsilon_1$  e  $\lambda_1$  são assimetria e grau de liberdade, respectivamente.

Valores entre colchetes, [ ], indicam o valor  $p$  para cada teste;  $Q(20)$  e  $Q^2(20)$  representam os testes de Ljung & Box para resíduos padronizados e para os quadrados dos resíduos padronizados, respectivamente. LM ARCH é o teste do Multiplicador de Lagrange de Engle; KS - teste de Kolmogorov-Smirnov. (\*) indica rejeição da hipótese nula a 5%.

Os coeficientes do efeito ARCH estimado,  $\alpha_1$ , foram significativos nas séries de chegadas de turistas da Argentina e na taxa de câmbio BRL/EUR com valores 0,5202 e 0,0343, respectivamente. Em relação as estimativas do coeficiente GARCH,  $\beta$ , o coeficiente foi significativo nas séries de demanda turística da Argentina, EUA e Alemanha. Esses resultados indicam que essas séries possuem uma dependência persistente na variância condicional

<sup>7</sup> As ordens escolhidas levaram em conta além de critérios AIC e BIC, os resultados dos testes de Ljung-Box, LM, ARCH e adequação dos resíduos padronizados via teste KS.

durante o período analisado, sendo ainda mais persistente temporalmente na série da Alemanha, uma vez que  $\beta_2$  foi significativo. Além disso, o resultado da equação de variância condicional  $\hat{\alpha} + \hat{\beta} = 0,8665$  para a série de chegadas internacionais da Argentina indica que a volatilidade dessa série tem uma persistência moderada.

Os parâmetros de assimetria,  $\varepsilon_1$ , e de graus de liberdade,  $\lambda_1$ , na distribuição *t-Student assimétrica* para todas as séries foram significativos, o resultado sugere que a distribuição *t-Student* assimétrica é adequada.

Em seguida, o teste LM-ARCH foi aplicado para verificar o efeito de dependência temporal nos resíduos - estimado o GARCH ( $m, n$ ) - até a 20ª ordem. A hipótese nula do teste não foi rejeitada, isto é, não há efeito ARCH nos resíduos do modelo estimado. Ou seja, os modelos utilizados captaram adequadamente os movimentos de volatilidade condicional das séries. O teste de Ljung-Box foi aplicado aos resíduos padronizados e aos quadrados dos resíduos padronizados com *lag* até 20. Ao nível de 5% de significância os resultados indicaram que as especificações dos modelos foram adequadas para descrever a dependência linear das taxas de crescimento das variáveis.

De acordo com a teoria, para que o modelo de cópula seja especificado as distribuições marginais obtidas a partir dos resíduos padronizados do modelo ARMA-GARCH precisam aderir a uma uniforme no intervalo  $[0, 1]$ . Assim, aplicou-se o teste KS de Kolmogorov-Smirnov<sup>8</sup> nas séries, em que os resultados indicaram aderência dos resíduos padronizados à distribuição uniforme.

### 4.3 Resultados das cópulas

A Tabela 3 apresenta as estimativas para os parâmetros das cópulas<sup>9</sup>. Nota-se que apenas as cópulas *t-Student*, Gaussiana e de Clayton tiveram parâmetros de dependência significativos, e positivos, para o par Argentina - BRL/ARS. Por outro lado, pode-se inferir que não há relação de dependência entre as variáveis para os Estados Unidos e Alemanha, uma vez que os parâmetros não foram significativos. Isso indica neutralidade entre as variáveis para esses dois países.

No caso da Argentina, as cópulas *t-Student* e Gaussiana apresentaram coeficientes fracamente dependentes, em torno de 0,17 e 0,18, respectivamente. Esse resultado indica que há um co-movimento positivo entre a demanda turística argentina e a taxa de câmbio, isto é, quando o peso argentino se aprecia frente ao real brasileiro, o fluxo de turistas argentinos tende a aumentar.

Em relação a dependência assimétrica, as cópulas de Gumbel e Clayton foram utilizadas para captar as dependências de cauda superior e inferior, respectivamente. Apenas o parâmetro da cópula de Clayton para o par Argentina - BRL/ARS foi significativo, em torno de 0,23. Assim, o resultado sugere que quando ocorrem eventos extremos negativos onde o peso argentino se desvaloriza, ou o real se valoriza, os turistas argentinos ficam menos propensos a escolher o Brasil como o próximo destino turístico. A partir do resultado do AIC, temos que a cópula de Clayton é a melhor para o par Argentina-BRL/ARS. Para estes dois últimos pares, nenhum parâmetro de dependência foi significativo.

Por fim, o teste de independência<sup>10</sup> realizado (Tabela 3) indica que apenas a Argentina rejeita a hipótese nula de independência das distribuições marginais uniformes obtidas a partir do modelo ARMA-GARCH para as duas variáveis. Por outro lado, o teste aponta que as distribuições marginais dos pares EUA - BRL/USD e Alemanha - BRL/EUR são independentes, esse resultado é consistente com o fato dos parâmetros de dependência desses pares não serem significativos em nenhuma cópula.

Na literatura de cópulas existem diferentes testes de qualidade de ajuste de cópulas, Huang Prokhorov (2014) propõem um teste geral de implementação computacionalmente simples e disponível no *software* R<sup>11</sup>. Seus resultados estão na Tabela 4. Considerando um nível de 5% de significância todas as cópulas foram bem especificadas.

<sup>8</sup> Mais detalhes em [Conover \(1971\)](#).

<sup>9</sup> Estimadas pela função *BiCopEst* do pacote *VineCopula* de [Nagler, Schepsmeier, Stoeber, Brechmann, Graeler & Erhardt \(2019\)](#).

<sup>10</sup> Estimado pela função *BiCopEst* do pacote *VineCopula*, mais detalhes sobre o teste em Genest & Favre (2007).

<sup>11</sup> Estimado pela função *BiCopGofTest* do pacote *VineCopula*.

**Tabela 3** - Resultados das cópulas.

	EUA - BRL/USD	Argentina - BRL/ARS	Alemanha - BRL/EUR
Gaussiana			
$\rho$	-0,0280 (0,0605)	0,1850* (0,0626)	0,0436 (0,0596)
AIC	<b>1,7866</b>	-6,0119	<b>1,4664</b>
<i>t-Student</i>			
$\rho$	-0,0275 (0,0608)	0,1794* (0,0655)	0,0434 (0,0598)
$\kappa$	196,7175 (587,2605)	33,4372 (70,260)	255,00 (657,00)
AIC	3,8882	-4,2690	3,6100
Clayton			
$\alpha$	-0,0216 (0,061)	0,2392* (0,0830)	0,0087 (0,0581)
AIC	1,8817	<b>-9,9925</b>	1,9770
Gumbel			
$\delta$	1,0002 (0,0420)	1,0934 (0,0521)	1,0110 (0,0379)
AIC	2,0086	-1,7142	1,9135
Independência	0,6662	0,0203	0,4870

**Fonte:** Elaboração dos autores.

**Notas:** valores entre parênteses representam os erros padronizados. (\*) indica 5% de nível de significância.

**Tabela 4** - Teste de qualidade do ajuste para cópulas.

Cópula	EUA - BRL/USD	Argentina - BRL/ARS	Alemanha - BRL/EUR
Gaussiana	0,0133 [0,4859]	0,0140 [0,5275]	0,0425 [0,3386]
<i>t-Student</i>	0,8965 [0,8670]	5,3390 [0,1429]	1,5945 [0,7422]
Clayton	0,0127 [0,6273]	0,0701 [0,4236]	0,1058 [0,4172]
Gumbel	1,2135 [0,1997]	1,8166 [0,0460]	0,0009 [0,7383]

**Fonte:** Elaboração dos autores. **Nota:** p-valor entre colchetes, [ ].

#### 4.4 Discussão dos resultados

O volume de chegadas internacionais ao Brasil está estagnado desde 2014, quando o país recebeu 6 milhões de turistas internacionais. A partir dos resultados encontrados neste estudo, espera-se que algumas recomendações possam contribuir para que profissionais do trade turístico e *stakeholders*. Assim, empresas do setor de hotelaria e turismo podem estabelecer um planejamento mais acurado de número de turistas estrangeiros oriundos dos três países avaliados, bem como elaborarem planos de marketing especificamente direcionados.

Nota-se que, descontado os efeitos sazonais das séries, existe uma dependência temporal entre a taxa de crescimento das viagens de um mês com o mês anterior. Além disso, pode-se inferir que, com exceção de BRL/USD e BRL/ARS, as demais séries apresentam uma volatilidade condicional, ou seja, a volatilidade de um mês depende de fatores que ocorreram na volatilidade do mês anterior, e no caso da Alemanha, de até dois meses antes. No caso da Alemanha, uma hipótese para explicar essa volatilidade seria a distância geográfica. Alguns estudos mais recentes apontaram uma associação negativa entre distância e demanda turística (ver Tavares & Leitão, 2017; Chasapopoulos et al., 2014; Zhang, 2015). Assim, é possível que devido a distância, os alemães se planejem antecipadamente para viajar ao Brasil e portanto, tenha uma maior persistência temporal. Por fim, sugerimos que tais questionamentos possam ser avaliados em estudos futuros.

O resultado da equação de variância condicional da Argentina,  $\hat{\alpha} + \hat{\beta} = 0,8665$ , sugere um comportamento mais persistente ao longo do tempo sobre a variável de demanda. A Argentina é o país mais sensível aos acontecimentos relacionados ao Brasil e ao câmbio. Assim, espera-se que impactos na demanda turística argentina causem um aumento na incerteza e que seus efeitos se mantenham por um período. Então, os formuladores de políticas públicas e gestores de organizações turísticas devem desenvolver mecanismos para monitoramento contínuo permitindo ações rápidas, uma vez que as receitas turísticas podem cair rapidamente.

Na análise da relação de dependência entre a demanda turística internacional e as taxas de câmbio, nota-se que apenas nas cópulas Gaussiana, *t-Student* e de Clayton do par Argentina - BRL/ARS os parâmetros foram significativos e positivos. Esse resultado é similar ao encontrado em outros estudos, como por exemplo em Gani &

Clemes (2017) e Meurer (2010), pois os estudos destes apontaram que a taxa de câmbio é um determinante significativo dos visitantes recebidos. O resultado sugere que países que fazem fronteira com o Brasil podem ser mais sensíveis a variações cambiais na escolha do Brasil como destino turístico internacional. Esse resultado para Argentina é consistente com o argumento de Rabahy (2019), de que as viagens intracontinentais são as mais importantes em número de visitantes, mas são as que registram menores gastos *per capita* e também são as mais sensíveis às variações de câmbio e preços relativos. Câmara, Monteiro & Santos (2021) e Câmara (2019) encontram que o preço afeta a demanda turística de turistas provenientes da Argentina ao visitarem o estado do Rio de Janeiro.

Por outro lado, a flutuação cambial não é um fator determinante na demanda turística dos EUA e Alemanha. Resultados nesse sentido, de neutralidade cambial, podem ser encontrados nos estudos de Tang et al. (2016) e Vanegas Sr & Croes (2000) e para o Brasil, no estudo de Rabahy, W. A., Silva, J. C. D. da, & Vassallo, M. D. (2008). Isso sugere que países com menor sensibilidade a preços não possuem sensibilidade a variações cambiais. Segundo Rabahy (2019), as viagens intercontinentais, mais distantes, são menos sensíveis às variações conjunturais e implicam em maiores tempos de permanência e de gastos *per capita*. Diante disso, acredita-se que uma vez que não há relação de dependência entre variações cambiais e demanda turística internacional para esses países, outras variáveis podem ser mais relevantes do que as taxas de câmbio. Por exemplo, Ulucak et al. (2020) e Tavares & Leitão (2017) em seus estudos com modelos gravitacionais encontraram que a distância afeta negativamente a demanda turística pela Turquia e o Brasil. Ou seja, esses países se tornam menos atrativos para os turistas internacionais à medida que aumenta a distância geográfica para os emissores.

Esses resultados podem ser utilizados para a implementação de estratégias de promoção turística internacional no Brasil. Inicialmente, uma análise dos concorrentes relevantes no continente é necessária para entender as estratégias de marketing destes e identificar oportunidades de se diferenciar no mercado intercontinental. Isso é importante para entender a demanda dos principais emissores mundiais, uma vez que para atender esse mercado limitado existem muitos desafios, como a distância, a língua nativa etc. Nesta linha, como a taxa de câmbio parece não ser um decisivo nesse mercado, ações coordenadas do setor público e privado podem reduzir essas “barreiras” entre o Brasil e os principais emissores. Uma sugestão seria ampliar a divulgação e oferta de destinos turísticos reconhecidos por seus recursos naturais e culturais, uma vez que o país se destaca nesses quesitos, conforme índice de competitividade em viagens e turismo do Fórum Econômico Mundial (2019). Portanto, este estudo reforça que as estratégias promocionais devem variar conforme o país e conforme o comportamento do turista. Assim, entender as motivações dos turistas internacionais e dos turistas potenciais que não viajam por algum motivo particular, podem contribuir para estratégias promocionais específicas para cada público-alvo que seja considerado prioritário para o país e/ou destinos específicos.

Em relação ao mercado latino-americano, o setor privado deve priorizar a promoção turística nos países vizinhos e próximos. Porém, é necessária atenção com as condições políticas e macroeconômicas destes países, como a taxa de câmbio, com o objetivo de se antecipar a eventos que possam resultar numa retração acentuada da demanda turística pelo Brasil.

Adicionalmente, segundo o Ministério do Turismo (2019b), o turismo de lazer representou 58,8% e o de negócios apenas 13,5% do total em 2018. No entanto, o gasto médio diário *per capita* e a permanência média do turismo de negócios é superior ao de lazer. Como forma de aumentar as divisas cambiais, uma alternativa seria o investimento no turismo de negócios, que pode trazer turistas mais qualificados e possibilidades de parcerias econômicas. Finalmente, não se pode esquecer que parte da atratividade e competitividade turística depende de investimentos em infraestrutura geral, saneamento e segurança, assim como melhorias na qualidade dos serviços e qualificação da mão-de-obra turística, para que os turistas que visitam o país recomendem e retornem ao destino (COELHO, 2015).

Portanto, a EMBRATUR e gestores de organizações turísticas podem elaborar estratégias de promoção turística internacional que potencializem os diferenciais de destinos com maior potencial de atendimento à demanda de turistas de cada país. Para tanto, é necessário investir em ações promocionais específicas para o público-alvo em canais de marketing como redes sociais, sites e campanhas publicitárias como parte de um esforço conjunto para aumentar a competitividade do país, pois o sucesso dos destinos turísticos nos mercados mundiais é influenciado por sua competitividade relativa (Enright & Newton, 2004).

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo teve como objetivo mensurar a relação de dependência entre as taxas de câmbio nominais e o número de chegadas internacionais no Brasil entre 1999 e 2018. Dados mensais da Argentina, Alemanha e EUA foram utilizados em modelos cópula-GARCH. A contribuição para a literatura de turismo deste estudo consiste na aplicação destes modelos para essas variáveis (chegadas), nesse período de tempo, de forma inédita para o Brasil. Nos limitamos a verificar apenas a análise dos co-movimentos entre chegadas de turistas e câmbio, sem analisar os motivadores de suas possíveis oscilações.

Uma questão não abordada diretamente neste estudo, mas que vale atenção, é a presença de sazonalidade na demanda turística internacional da Argentina, Alemanha e EUA para o Brasil, conforme pode ser observado na Figura 2. A sazonalidade é uma característica notável da demanda turística (Song & Li, 2008), e deve-se ter atenção ao trabalhar (dessazonalizar) tais séries de dados. Alternativas de estudos futuros podem ser a análise de ações como a oferta de produtos turísticos diversificados com preços competitivos e estratégias de marketing diferentes ao longo do ano, podem ser uma alternativa para melhorar a gestão de recursos humanos e infraestrutura, assegurando uma alocação mais eficiente destes recursos, a fim de reduzir custos fixos e manter a rentabilidade dos negócios.

Os resultados deste estudo indicaram que apenas a Argentina possui uma relação fracamente dependente entre variações de seu câmbio e variações de demanda por turismo no Brasil. Para EUA e Alemanha essa relação se demonstrou ser neutra. Com isso, gestores de organizações turísticas e formuladores de políticas públicas podem desenvolver estratégias de promoção turísticas diferentes para EUA e Alemanha, sem precisar se preocupar com uma possível redução da competitividade decorrente das flutuações cambiais, a fim de tornar o Brasil mais competitivo no turismo receptivo internacional. Nossos resultados são similares aos resultados de outros estudos no contexto brasileiro como Câmara et al. (2021), Câmara (2019), Rabahy (1990; 2019) e Rabahy, W. A., Silva, J. C. D. da, & Vassallo, M. D. (2008).

Sugere-se para estudos futuros a inclusão de outros países representativos para a demanda turística internacional, além dos três países investigados neste estudo, como Chile, Uruguai, Inglaterra e Portugal ou a realização de uma análise por blocos econômicos que possuam a mesma moeda, como a União Europeia. Outra alternativa seria verificar se o posicionamento geográfico na fronteira brasileira realmente é importante para os co-movimentos entre demanda e câmbio, investigando os demais países que fazem fronteira com o Brasil. Nesse sentido, estudos complementares podem investigar os fatores e outras variáveis que interferem na variação da demanda, como eventos esportivos, crises no país de origem ou no Brasil, entre outros.

É possível, também, desenvolver outros aspectos metodológicos da aplicação de cópulas, como por exemplo, a utilização de cópulas dinâmicas ou com mudança de regime. Isso se justificaria na intenção de captar especificamente o comportamento das variáveis nos mega eventos esportivos que ocorreram no Brasil (Copa e Olimpíadas), os quais os modelos aplicados têm limitação em captar.

Por fim, sugere-se que próximos estudos se dediquem a projeção de demanda turística internacional para o Brasil no período da pandemia (e pós) COVID-19, tão logo os dados estejam disponíveis. Assim como verificar seus possíveis impactos na estrutura de dependência das variáveis investigadas neste estudo.

## 6 AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem ao editor Glauber Eduardo de Oliveira Santos e aos revisores por seus comentários importantes que ajudaram a melhorar significativamente o artigo. Adicionalmente, agradecemos ao apoio financeiro da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) concedido para realização de parte da pesquisa.

## REFERÊNCIAS

- Akaike, H. (1974). A New Look At The Statistical Model Identification. *IEEE transactions on automatic control*, 19, 716–723. <https://doi.org/10.1109/TAC.1974.1100705>
- Camara, I. L. P. (2019). Análise econométrica dos determinantes econômicos da demanda turística internacional para o estado do Rio de Janeiro. Dissertação de Mestrado, Universidade Federal Fluminense, Niterói, RJ, Brasil.

- Camara, I. L. P. da, Monteiro, J. E. D., & Santos, G. E. de O. (2021). Fatores determinantes da demanda turística internacional para o Rio de Janeiro: evidências baseadas em modelos de regressão linear. *Revista Turismo Em Análise*, 32(1), 100-119. <https://doi.org/10.11606/issn.1984-4867.v32i1p100-119>
- Castro, R. M. d., & Giralardi, J. d. M. E. (2012). Processo de desenvolvimento e gestão de marca-país: um estudo sobre a marca Brasil. *Turismo-Visão e Ação*, 14, 164-183. <https://doi.org/10.14210/rtva.v14n2.p164-183>
- Coelho, M. F. (2015) O que Atrai o Turista? Gestão da Competitividade de Destinos a Partir de Atrações e da Atratividade Turística. *Revista Rosa dos Ventos*, 7(4), 489-505.
- Chang, K.-L., & Chang, J.-C. D. (2020). Dynamic dependence between us inbound visits and exchange rate. *Journal of Hospitality & Tourism Research*, 1096348020913084. <https://doi.org/10.1177%2F1096348020913084>
- Chasapopoulos, P., Den Butter, F. A., & Mihaylov, E. (2014). Demand for tourism in Greece: a panel data analysis using the gravity model. *International Journal of Tourism Policy*, 5(3), 173-191. <https://doi.org/10.1504/ijtp.2014.063105>
- Cheng, K. M., Kim, H., & Thompson, H. (2013). The real exchange rate and the balance of trade in us tourism. *International Review of Economics & Finance*, 25, 122-128. <http://dx.doi.org/10.1016/j.iref.2012.06.007>
- Clayton, D. G. (1978). A model for association in bivariate life tables and its application in epidemiological studies of familial tendency in chronic disease incidence. *Biometrika*, 65, 141-151. <https://doi.org/10.1093/biomet/65.1.141>
- Conover, W. J. (1971). Practical nonparametric statistics. *John Wiley & Sons*.
- Conselho Mundial de Viagens e Turismo (2019). *The Importance of Travel & Tourism in 2018*. WTTC.
- Croes, R. R., & Vanegas Sr, M. (2005). An econometric study of tourist arrivals in Aruba and its implications. *Tourism Management*, 26, 879-890. <http://dx.doi.org/10.1016/j.tourman.2004.04.007>
- Crouch, G. I. (1994a). The study of international tourism demand: A review of findings. *Journal of Travel research*, 33, 12-23. <https://doi.org/10.1177%2F004728759403300102>
- Crouch, G. I. (1994b). The study of international tourism demand: A survey of practice. *Journal of Travel research*, 32, 41-55. <https://doi.org/10.1177%2F004728759403200408>
- De Vita, G. (2014). The long-run impact of exchange rate regimes on international tourism flows. *Tourism Management*, 45, 226-233. <https://doi.org/10.1016/j.tourman.2014.05.001>
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74, 427-431. <https://doi.org/10.2307/2286348>
- Dogru, T., Sirakaya-Turk, E., & Crouch, G. I. (2017). Remodeling international tourism demand: Old theory and new evidence. *Tourism management*, 60, 47-55. <https://doi.org/10.1016/j.tourman.2016.11.010>
- Dritsakis, N. (2004). Cointegration analysis of German and British tourism demand for Greece. *Tourism management*, 25, 111-119. [https://doi.org/10.1016/S0261-5177\(03\)00061-x](https://doi.org/10.1016/S0261-5177(03)00061-x)
- Dwyer, L., Forsyth, P., & Rao, P. (2002). Destination price competitiveness: Exchange rate changes versus domestic inflation. *Journal of Travel Research*, 40, 328-336. <http://dx.doi.org/10.1177/0047287502040003010>
- Enders, W. (2008). *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 987-1007. <https://doi.org/10.2307/1912773>
- Enright, M. J., & Newton, J. (2004). Tourism destination competitiveness: a quantitative approach. *Tourism management*, 25, 777-788. <https://doi.org/10.1016/j.tourman.2004.06.008>
- Fernández, C., & Steel, M. F. (1998). On bayesian modeling of fat tails and skewness. *Journal of the American Statistical Association*, 93, 359-371. <https://doi.org/10.1080/01621459.1998.10474117>
- Ferrari, S., & Guala, C. (2017). Mega-events and their legacy: Image and tourism in Genoa, Turin and Milan. *Leisure Studies*, 36, 119-137. <https://doi.org/10.1080/02614367.2015.1037788>
- Fórum Econômico Mundial (2019). *Travel & Tourism Competitiveness Index*. Edição de 2019.
- Gani, A., & Clemes, M. D. (2017). The main determinants effecting international visitor arrivals in New Zealand: Some empirical evidence. *Tourism Economics*, 23, 921-940. <https://doi.org/10.1177%2F1354816616656417>



- Genest, C., & Favre, A.-C. (2007). Everything you always wanted to know about copula modeling but were afraid to ask. *Journal of hydrologic engineering*, 12, 347–368. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)1084-0699\(2007\)12:4\(347\)](https://doi.org/10.1061/(ASCE)1084-0699(2007)12:4(347))
- Genest, C., Rémillard, B., & Beaudoin, D. (2009). Goodness-of-fit tests for copulas: A review and a power study. *Insurance: Mathematics and economics*, 44, 199–213. <https://doi.org/10.1016/j.insma-theco.2007.10.005>
- Gomes, M. S. (2011). O marketing turístico e o reposicionamento da imagem do brasil no mundo: uma análise do plano aquarela da embratur. *Tourism & Management Studies*, 579–588.
- Gumbel, E. J. (1960). Bivariate exponential distributions. *Journal of the American Statistical Association*, 55, 698–707. <https://doi.org/10.2307/2281591>
- Huang, W., & Prokhorov, A. (2014). A goodness-of-fit test for copulas. *Econometric Reviews*, 33, 751–771. <https://doi.org/10.1080/07474938.2012.690692>
- IBGE (2012). Economia do Turismo: Uma perspectiva Macroeconômica 2003-2009. *Estudos e Pesquisas Informação Econômica*, 18. Rio de Janeiro: IBGE.
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1987). A test for normality of observations and regression residuals. *International Statistical Review/Revue Internationale de Statistique*, 163–172. <https://doi.org/10.2307/1403192>
- Joe, H., & Xu, J. J. (1996). *The estimation method of inference functions for margins for multivariate models*. Technical report N°. 166 University of British Columbia. <https://dx.doi.org/10.14288/1.0225985>
- Jondeau, E., & Rockinger, M. (2006). The copula-garch model of conditional dependencies: An international stock market application. *Journal of international money and finance*, 25, 827–853. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2006.04.007>
- Just, M., & Łuczak, A. (2020). Assessment of conditional dependence structures in commodity futures markets using copula-garch models and fuzzy clustering methods. *Sustainability*, 12, 2571. <https://doi.org/10.3390/su12062571>
- Khoshnevis Yazdi, S., & Khanalizadeh, B. (2017). Tourism demand: A panel data approach. *Current Issues in Tourism*, 20, 787–800. <https://doi.org/10.1080/13683500.2016.1170772>
- Kumar, N., Kumar, R. R., Patel, A., Hussain Shahzad, S. J., & Stauvermann, P. J. (2020). Modelling inbound international tourism demand in small pacific island countries. *Applied Economics*, 52, 1031–1047. <https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1646887>
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., Shin, Y. et al. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of econometrics*, 54, 159–178. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-y)
- Lambert, P., & Laurent, S. (2001). *Modelling financial time series using GARCH-type models with a skewed student distribution for the innovations*. Technical report UCL.
- Li, G., Song, H., & Witt, S. F. (2005). Recent developments in econometric modeling and forecasting. *Journal of Travel Research*, 44, 82–99. <https://doi.org/10.1177%2F0047287505276594>
- Lim, C. (1997). Review of international tourism demand models. *Annals of tourism research*, 24, 835–849. [https://doi.org/10.1016/S0160-7383\(97\)00049-2](https://doi.org/10.1016/S0160-7383(97)00049-2)
- Liu, J., & Sriboonchitta, S. (2013). Analysis of volatility and dependence between the tourist arrivals from China to Thailand and Singapore: A copula-based garch approach. In *Uncertainty analysis in econometrics with applications*, 283–294.
- Liu, J., Sriboonchitta, S., Nguyen, H. T., & Kreinovich, V. (2014). Studying volatility and dependency of Chinese outbound tourism demand in Singapore, Malaysia, and Thailand: A vine copula approach. In *Modeling dependence in econometrics*, 259–274. [http://dx.doi.org/10.1007/978-3-319-03395-2\\_17](http://dx.doi.org/10.1007/978-3-319-03395-2_17)
- Ljung, G. M., & Box, G. E. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 65, 297–303. <https://doi.org/10.2307/2335207>
- Lohmann, G. et al. (2022). O Futuro do turismo no Brasil a partir da análise crítica do período 2000-2019. *RBTUR*, 16, 1-20. <https://doi.org/10.7784/rbtur.v16.2456>
- Lorde, T., Li, G., & Airey, D. (2016). Modeling Caribbean tourism demand: an augmented gravity approach. *Journal of Travel Research*, 55, 946–956. <https://doi.org/10.1177%2F0047287515592852>

- Martins, L. F., Gan, Y., & Ferreira-Lopes, A. (2017). An empirical analysis of the influence of macroeconomic determinants on world tourism demand. *Tourism Management*, 61, 248–260. <https://doi.org/10.1016/j.tourman.2017.01.008>
- Meurer, R. (2010). Research note: International travel: The relationship between exchange rate, world gdp, revenues and the number of travellers to Brazil. *Tourism Economics*, 16, 1065–1072. <http://dx.doi.org/10.5367/te.2010.0011>
- Meurer, R., & Lins, H. N. (2018). The effects of the 2014 World Cup and the 2016 Olympic Games on Brazilian international travel receipts. *Tourism economics*, 24, 486–491. <https://doi.org/10.1177%2F1354816617746261>
- Ministério do Turismo (2019a). *Anuário Estatístico de Turismo* (46th ed.). Ano base 2018.
- Ministério do Turismo (2019b). *Estudo da Demanda Turística Internacional*. Ano base 2018.
- Mokni, K., & Mansouri, F. (2017). Conditional dependence between international stock markets: A long memory garch-copula model approach. *Journal of Multinational Financial Management*, 42, 116–131. <https://doi.org/10.1016/j.mulfin.2017.10.006>
- Nagler, T., Schepsmeier, U., Stoeber, J., Brechmann, E. C., Graeler, B., & Erhardt, T. (2019). *VineCopula: Statistical Inference of Vine Copulas*. <https://cran.r-project.org/web/packages/VineCopula/VineCopula.pdf>
- Nelsen, R. B. (2006). *An introduction to copulas*. Springer Science & Business Media. <https://doi.org/10.1007/0-387-28678-0>
- Nishio, T. (2013). The impact of sports events on inbound tourism in New Zealand. *Asia Pacific journal of tourism research*, 18, 934–946. <http://dx.doi.org/10.1080/10941665.2012.718718>
- Organização Mundial do Turismo (2020). *World Tourism Barometer* (18th ed.). Issue 1.
- Pérez-Rodríguez, J. V., Ledesma-Rodríguez, F., & Santana-Gallego, M. (2015). Testing dependence between gdp and tourism's growth rates. *Tourism Management*, 48, 268–282. <http://dx.doi.org/10.1016/j.tourman.2014.11.007>
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, 335–346. <https://doi.org/10.2307/2336182>
- Puarattanaarunkorn, O., & Sriboonchitta, S. (2014). Copula based garch dependence model of Chinese and Korean tourist arrivals to Thailand: implications for risk management. In *Modeling dependence in econometrics*, 343–365. [https://doi.org/10.1007/978-3-319-03395-2\\_22](https://doi.org/10.1007/978-3-319-03395-2_22)
- Quadri, D. L., & Zheng, T. (2010). A revisit to the impact of exchange rates on tourism demand: The case of Italy. *The Journal of Hospitality Financial Management*, 18, 47–60. <https://doi.org/10.1080/10913211.2010.10653894>
- Quayson, J., & Var, T. (1982). A tourism demand function for the Okanagan, bc. *Tourism Management*, 3, 108–115. [https://doi.org/10.1016/0261-5177\(82\)90006-1](https://doi.org/10.1016/0261-5177(82)90006-1)
- Rabahy, W. A. (1990). *Planejamento do Turismo: estudos econômicos e fundamentos econométricos*. Edições Loyola.
- Rabahy, W. A., da Silva, J. C. D., & Vassallo, M. D. (2008). Relações determinantes sobre as despesas e as receitas da conta de viagens internacionais do balanço de pagamentos brasileiro. *Revista Turismo em Análise*, 19, 293–306. <https://doi.org/10.11606/issn.1984-4867.v19i2p293-306>
- Rabahy, W. A. (2019). Análise e perspectivas do turismo no Brasil. *Revista Brasileira de Pesquisa em Turismo*, 14, 1–13. <https://doi.org/10.7784/rbtur.v14i1.1903>
- Santana, G. (2000). An overview of contemporary tourism development in Brazil. *International Journal of Contemporary Hospitality Management*. <http://dx.doi.org/10.1108/09596110010347310>
- Santos, G. E. d. O. (2013). O que determina a satisfação dos turistas internacionais no Brasil? *Revista Turismo em Análise*, 24, 521–543. <https://doi.org/10.11606/issn.1984-4867.v24i3p521-543>
- Seetanah, B., Durbarry, R., & Ragodoo, J. N. (2010). Using the panel cointegration approach to analyse the determinants of tourism demand in South Africa. *Tourism Economics*, 16, 715–729. <https://doi.org/10.5367%2F0000000010792278437>
- Seo, J. H., Park, S. Y., & Yu, L. (2009). The analysis of the relationships of Korean outbound tourism demand: Jeju Island and three international destinations. *Tourism Management*, 30, 530–543. <https://doi.org/10.1016/j.tourman.2008.10.013>

- Shih, J. H., & Louis, T. A. (1995). Inferences on the association parameter in copula models for bivariate survival data. *Biometrics*, 1384–1399. <https://doi.org/10.2307/2533269>
- Sklar, A. (1959). Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges. *Publications de l'Institut de Statistique de l'Université de Paris*, 8, 229–231.
- Sobral, F., Peci, A., & Souza, G. (2007). An analysis of the dynamics of the tourism industry in Brazil: challenges and recommendations. *International Journal of Contemporary Hospitality Management*, 19, 507–512. <http://dx.doi.org/10.1108/09596110710775165>
- Song, H., & Li, G. (2008). Tourism demand modelling and forecasting—a review of recent research. *Tourism management*, 29, 203–220. <https://doi.org/10.1016/j.tourman.2007.07.016>
- Tang, J., Ramos, V., Cang, S., & Sriboonchitta, S. (2017). An empirical study of inbound tourism demand in China: a copula-garch approach. *Journal of Travel & Tourism Marketing*, 34, 1235–1246. <https://doi.org/10.1080/10548408.2017.1330726>
- Tang, J., Sriboonchitta, S., Ramos, V., & Wong, W.-K. (2016). Modelling dependence between tourism demand and exchange rate using the copula-based garch model. *Current Issues in Tourism*, 19, 876–894. <https://doi.org/10.1080/13683500.2014.932336>
- Tavares, J. M., & Leitão, N. C. (2017). The determinants of international tourism demand for Brazil. *Tourism Economics*, 23, 834–845. <https://doi.org/10.5367/2Fte.2016.0540>
- Ulucak, R., Yücel, A. G., & İlkey, S. Ç. (2020). Dynamics of tourism demand in Turkey: Panel data analysis using gravity model. *Tourism Economics*, 1354816620901956. <https://doi.org/10.1177/2F1354816620901956>
- Untong, A., Ramos, V., Kaosa-Ard, M., & Rey-Maqueira, J. (2015). Tourism demand analysis of Chinese arrivals in Thailand. *Tourism Economics*, 21, 1221–1234. <https://doi.org/10.5367/2Fte.2015.0520>
- Valença, M. N., de Souza Melo, A., Sobral, M. F. F., & Xavier, M. G. P. (2015). Relação entre a taxa de câmbio e o setor de turismo: Análise por vetores autorregressivos. *Turismo-visão e ação*, 17, 737–757. <https://doi.org/10.14210/rtva.v17n3.p737-757>
- Vanegas Sr, M., & Croes, R. R. (2000). Evaluation of demand: Us tourists to Aruba. *Annals of Tourism Research*, 27, 946–963. [https://doi.org/10.1016/S0160-7383\(99\)00114-0](https://doi.org/10.1016/S0160-7383(99)00114-0)
- Wang, H.-C., Chen, N.-H., Lu, C.-L., & Hwang, T.-C. (2008). Tourism demand and exchange rates in Asian countries: New evidence from copulas approach. In *2008 Third International Conference on Convergence and Hybrid Information Technology*, 1188–1193. <https://doi.org/10.1109/ICCIT.2008.416>
- Wanke, P., Figueiredo, O. H. d. S., & Moreira Antunes, J. J. (2019). Unveiling endogeneity and temporal dependence between tourism revenues/expenditures and macroeconomic variables in Brazil: A stochastic hidden markov model approach. *Tourism Economics*, 25, 3–21. <https://doi.org/10.1177/2F1354816618787578>
- Webber, A. G. (2001). Exchange rate volatility and cointegration in tourism demand. *Journal of Travel research*, 39, 398–405. <https://doi.org/10.1177/2F004728750103900406>
- Wu, D. C., Song, H., & Shen, S. (2017). New developments in tourism and hotel demand modeling and forecasting. *International Journal of Contemporary Hospitality Management*. <http://dx.doi.org/10.1108/IJCHM-05-2015-0249>
- Zhang, H., Zhang, J., & Kuwano, M. (2012). An integrated model of tourists' time use and expenditure behaviour with self-selection based on a fully nested archimedean copula function. *Tourism Management*, 33, 1562–1573. <https://doi.org/10.1016/j.tourman.2012.03.004>
- Zhang, Y. (2015). International arrivals to Australia: Determinants and the role of air transport policy. *Journal of Air Transport Management*, 44, 21–24. <https://doi.org/10.1016/j.jairtraman.2015.02.004>
- Zhu, L., Lim, C., Xie, W., & Wu, Y. (2017). Analysis of tourism demand serial dependence structure for forecasting. *Tourism Economics*, 23, 1419–1436. <https://doi.org/10.1177/2F1354816617693964>
- Zhu, L., Lim, C., Xie, W., & Wu, Y. (2018). Modelling tourist flow association for tourism demand forecasting. *Current Issues in Tourism*, 21, 902–916. <https://doi.org/10.1080/13683500.2016.1218827>

## **Informações dos Autores**

### **Bruno Vítor Luna Gouveia**

Formou-se em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco, em 2018. Atualmente, é mestre em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais, Brasil. Seus interesses de pesquisa incluem Análise Envoltória de Dados, Economia do Turismo e Econometria Financeira.

Contribuições: concepção da pesquisa, revisão de literatura, análise de dados e discussão dos resultados.

E-mail: [brunolunagouveia@gmail.com](mailto:brunolunagouveia@gmail.com)

Orcid ID: <https://orcid.org/0000-0001-9988-6400>

### **Mariana de Freitas Coelho**

Professora de Marketing da Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais, Brasil. Doutora e Mestre em Administração pela Universidade Federal de Minas Gerais, Brasil e bacharel em Turismo pela mesma universidade. Participou dos principais eventos de Turismo de âmbito nacional e internacional, tendo mais de 40 artigos publicados em periódicos acadêmicos. Tem interesse nos seguintes temas de pesquisa: Experiência Turística, Economia do Turismo, Comportamento do Consumidor e Marketing.

Contribuições: concepção da pesquisa, revisão de literatura e discussão dos resultados.

E-mail: [marifcoelho@gmail.com](mailto:marifcoelho@gmail.com)

Orcid ID: <https://orcid.org/0000-0002-7081-1429>

### **Júlio César Araújo da Silva Junior**

Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Brasil e bacharel em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande. Publicou em periódicos acadêmicos como o International Journal of Economics and Finance, Environment, Development and Sustainability, entre muitos outros. Está interessado nos seguintes temas de pesquisa: Finanças Aplicadas, Economia Aplicada e Econometria de Séries de Tempo.

Contribuições: concepção da pesquisa, análise de dados, discussão dos resultados.

E-mail: [julio.econometria@gmail.com](mailto:julio.econometria@gmail.com)

Orcid ID: <https://orcid.org/0000-0002-6037-6363>

### **Maurício Silva Lacerda**

Graduação em matemática pela Universidade Federal de Viçosa (2014). Mestre em Estatística Aplicada e Biometria pela Universidade Federal de Viçosa (2017). Atualmente é doutorando em Estatística Aplicada e Biometria pela Universidade Federal de Viçosa com pesquisa na área de Estatística e Economia, com análise do preço de algumas commodities que disputam a terra em sua produção (2017-2020). Tem experiência como professor de matemática no Estado de Minas Gerais (2016).

Contribuições: análise de dados e discussão dos resultados.

E-mail: [mauriciolacerda57@gmail.com](mailto:mauriciolacerda57@gmail.com).

Orcid ID: <https://orcid.org/0000-0003-1209-3956>