

Demanda Turística Internacional e Taxa de Câmbio: Modelagem de Dependência Baseada no Modelo Cópula-Garch

BRUNO VITOR LUNA GOUVEIA

UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA (UFV)

MARIANA DE FREITAS COELHO

UNIVERSIDADE ANHEMBI MORUMBI (UAM)

JULIO CESAR ARAUJO DA SILVA JUNIOR

UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA (UFV)

MAURICIO SILVA LACERDA

UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA (UFV)

Agradecimento à órgão de fomento:

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior Brasil (CAPES).

Demanda Turística Internacional e Taxa de Câmbio: Modelagem de Dependência Baseada no Modelo Cópula-Garch

Resumo: O estudo da relação entre variáveis macroeconômicas e a demanda por turismo é importante para gestores de organizações turísticas e para formuladores de políticas públicas para sua tomada de decisão. Investigações empíricas dessa relação são relativamente recentes na literatura mundial, e demanda avaliações sobre o cenário brasileiro. O objetivo deste artigo é quantificar os movimentos conjuntos entre a demanda por turismo internacional no Brasil e a taxa de câmbio de três países. Os dados utilizados são o número mensal de chegadas de turistas dos EUA, Argentina e Alemanha, no período de janeiro de 1999 a dezembro de 2018. O processo de análise envolveu dois passos, a estimação das distribuições marginais, por modelos ARMA-GARCH, e a estimação de Cópulas. Os resultados indicaram que apenas para a Argentina a variável câmbio está relacionada com a demanda turística. Para Alemanha e os EUA, de moedas relativamente mais fortes que o real, e que não fazem fronteira com o Brasil, essa relação não foi significativa.

Palavras-chave: Turismo. Cópulas. Câmbio. Estrutura de dependência.

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. Entre os benefícios que podem ser gerados por esta atividade destacam-se os de contribuir para a redução das desigualdades regionais e pessoais de renda, geração de divisas e criação de empregos (Rabahy, 2020). Como uma das indústrias importantes do setor terciário, a indústria do turismo se desenvolveu rapidamente nas últimas décadas e contribuiu enormemente para o crescimento econômico, especialmente em países que enfatizam a atividade (Martins et al., 2017). De acordo com a Organização Mundial do Turismo (OMT, 2020), em 2019, foram registradas 1,5 bilhões de chegadas de turistas internacionais, globalmente. Em 2018, o setor global de Viagens e Turismo representou 10,4% do PIB global e 319 milhões de empregos. Isso significou 10% do emprego total e uma em cada cinco novas vagas de trabalho, segundo o Conselho Mundial de Viagens e Turismo (WTTC, 2019a). No Brasil, o setor foi responsável em 2018 por 7,5% dos empregos gerados no país, isso representou aproximadamente 6,9 milhões de empregos e contribuiu com 8,1% do PIB total (WTTC, 2019a).

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, 2020). 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 (WTTC, 2019b).

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 (MTur, 2019).

Nos últimos 20 anos, 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). Conforme Ferrari & Guala (2017), sediar 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. 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 país ultrapassou a marca dos 6 milhões de turistas internacionais, pela primeira vez em 2014, e mantém-se estagnado desde então.

A realização de um evento esportivo internacional geralmente tem um impacto positivo na imagem de um país e promove o turismo (Rojas-Méndez et al., 2019). Assim, a imagem é considerada uma das variáveis que influenciam os fluxos turísticos em direção a um destino (Kajihara, 2010). Por um lado, a imagem do Brasil é vista positivamente devido a características como carnaval, beleza natural, futebol e música e, por outro, a imagem do Brasil inclui atributos negativos, como crime, violência, degradação ambiental, fome e pobreza (Mariutti et al., 2013; Gertner & Kotler, 2004). Então, os principais eventos esportivos podem ser parte de um esforço para melhorar a posição do Brasil no mercado mundial (Meurer & Lins, 2018).

O Instituto Brasileiro de Turismo (EMBRATUR) é o órgão oficial de promoção do turismo do Brasil (Kajihara, 2010). 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. A participação do Brasil no mercado em número de chegadas internacionais, caiu de 0,8%, em 2000, para 0,47% em 2018 (Rabahy, 2020). 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 se torna 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, o preço inclui 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 é um tipo de mercadoria específica que provavelmente será afetada pela volatilidade da taxa de câmbio. De acordo com Wang et al. (2008), 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. 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 estudada por meio de diferentes abordagens metodológicas. Porém, ainda existem poucos estudos aplicados ao Brasil que analisam essa relação (Meurer, 2010; Valença et al., 2015; Tavares & Leitão, 2017; Wanke et al., 2019). O método de cópulas ainda é uma abordagem relativamente nova usada na pesquisa empírica do turismo. Estudos recentes aplicaram o método 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). Ele também foi aplicado para analisar a relação de dependência entre diferentes fluxos turísticos (Liu & Sriboonchitta, 2013; Liu et al., 2014; Puarattanaarunkorn & Sriboonchitta, 2014; Tang et al., 2017) ou na previsão de demanda (Zhu et al., 2017, 2018). Apenas dois estudos investigaram a relação de dependência, por meio de cópulas, entre as taxas de câmbio e demanda turística internacional (Tang et al., 2016; Chang & Chang, 2020).

A aplicação do método baseado em cópulas possui algumas vantagens quando comparado a análise multivariada tradicional de séries temporais (ver Nelsen (2006)). Primeiro, os pesquisadores podem especificar separadamente os modelos para as distribuições marginais e a estrutura de dependência que os combina para formar uma distribuição conjunta pois a modelagem com uso de cópulas é mais flexível. Segundo, as famílias de cópulas permitem capturar diversas estruturas de dependência, como dependência não linear, assimétrica e de cauda.

Diante disso, o objetivo deste artigo é mensurar a dependência entre a taxa de câmbio e a demanda turística internacional, 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 diferente de Tavares & Leitão (2017), que aplicou um modelo gravitacional com dados brasileiros, este estudo utiliza como variáveis o número de chegadas internacionais e as taxas de câmbio, com dados mensais entre 1999 e 2018. Assim, a análise é semelhante a realizada em Tang et al. (2016).

A aplicação para o Brasil se justifica por diversos pontos. Primeiro, não há estudos aplicados ao Brasil que analisem o grau de co-movimento entre essas variáveis. Além disso, para os agentes públicos e privados deste setor, conhecer a relação de dependência entre as variáveis pode ser importante no desenvolvimento de estratégias de promoção turística do país no exterior. Assim, ao conhecer o comportamento dos turistas dos principais países de origem, em relação às variações cambiais, é possível tomar decisões mais acertadas para promover o Brasil internacionalmente.

Este artigo apresenta algumas contribuições principais. Primeiro, representa 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 e a taxa de câmbio. Além disso, o estudo analisa os parâmetros de dependência da cauda, essencial para capturar o grau de co-movimento entre as variáveis quando ocorrem eventos extremos, como crises financeiras. Os resultados, de modo geral, indicam que apenas o país vizinho, e de moeda relativamente mais fraca, a Argentina, é que apresenta relação significativa entre câmbio e viagens ao Brasil.

2. Revisão de Literatura

A rápida expansão do turismo internacional motivou um crescente interesse nos estudos sobre demanda por turismo (Li et al., 2005). Conforme Kumar et al. (2020), a demanda por turismo 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 na demanda turística 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; Seetana et al., 2010; Quadri & Zheng, 2010).

A taxa de câmbio é normalmente incluída nas equações de demanda por turismo combinada com preços relativos como uma variável de preço efetivo (taxa de câmbio real) ou como uma variável separada (De Vita, 2014). Vários estudos investigaram a relação entre a taxa de câmbio e a demanda turística internacional e a partir dos resultados encontrados, é possível observar que a relação entre as variáveis muda de estudo para estudo (Crouch, 1994a,b). Assim, é possível dividir os resultados em dois grupos. Primeiro, onde os efeitos da taxa de câmbio não são significativos na demanda por turismo internacional. No segundo, a taxa de câmbio têm efeito significativo.

No primeiro, alguns estudos apontam que os efeitos da taxa de câmbio na demanda internacional por turismo não são significativos. Vanegas Sr & Croes (2000) investigaram os principais determinantes da demanda turística dos Estados Unidos para a ilha de Aruba, aplicando os modelos linear e duplo-log linear. Dados anuais de 1975 a 1996 indicam que a variável da taxa de câmbio não foi significativa na demanda de turismo dos EUA para Aruba. Em outro estudo semelhante, Croes & Vanegas Sr (2005) aplicaram um modelo econométrico dinâmico para explicar a chegada de turistas à Aruba pela Holanda, Venezuela e Estados Unidos. Com dados anuais entre 1975 e 2000, apontam que o coeficiente para a variável da taxa de câmbio apresentou sinal positivo para todos os países, mas o efeito foi significativo apenas para a Venezuela.

Com dados anuais entre 1970 e 1978, Quayson & Var (1982) investigaram a importância relativa dos determinantes da demanda por turismo no Okanagan, no Canadá. Os autores estimam um modelo com uma especificação duplo-log linear e indicam nos resultados que o coeficiente geral da variável taxa de câmbio não foi significativo. Quadri & Zheng (2010) utilizaram uma abordagem de regressão para analisar os impactos que as flutuações das taxas de câmbio podem ter na demanda de turismo internacional da Itália. Dados mensais de fevereiro de 2004 a julho de 2009 para 19 países apontam que em 11 deles não há uma relação causal entre as taxas de câmbio e o número mensal de turistas para a Itália.

No segundo grupo, diversos estudos encontraram relações significativas entre as taxas de câmbio e a demanda internacional por turismo. Webber (2001) estudou a volatilidade da taxa de câmbio como uma variável explicativa na demanda turística pelo exterior na Austrália, com dados trimestrais de junho de 1983 a dezembro de 1997. O autor aplica os procedimentos de Engle, Granger e Johansen e aponta que a variação da taxa de câmbio foi considerada um determinante significativo da demanda turística de longo prazo em 50% das estimativas. Dritsakis (2004) também aplicou os procedimentos de Engle, Granger e Johansen depois um Vetor de Correção de Erros

(VEC) para explicar a chegada de turistas da Alemanha e da Grã-Bretanha à Grécia, com dados anuais entre 1960 e 2000. Entre os resultados, apontam que a taxa de câmbio é significativa e com sinal negativo.

Com dados mensais de abril de 1980 a junho de 2006, [Seo et al. \(2009\)](#) analisaram os determinantes da relação entre a demanda coreana de turismo para a Ilha de Jeju e outros três países asiáticos. Os autores aplicam modelos de correlações condicionais dinâmicas e heterocedasticidade condicional auto-regressiva generalizada multivariada (DCC-MGARCH) e VEC. Os resultados indicam que as taxas de câmbio reais tiveram um impacto positivo ou negativo nas correlações condicionais. Em sua nota de pesquisa, [Meurer \(2010\)](#) analisou o comportamento dos turistas internacionais no Brasil e as receitas geradas na balança de pagamentos, usando dados anuais de 1970 a 2007 e trimestrais de 1989 a 2007. Aplicando o procedimento de Johansen e regressões, descobre que as receitas são mais sensíveis ao PIB do que à taxa de câmbio e que a taxa de câmbio influencia o número de turistas internacionais negativamente.

Uma estrutura baseada no modelo gravitacional com técnicas de co-integração foi aplicada por [Seetanah et al. \(2010\)](#) para modelar a demanda por turismo da África do Sul. O estudo contém 38 países de origem no período de 1985 a 2000. Os autores indicam que a variável de preço, que contém a taxa de câmbio, teve um efeito significativo e negativo. Em outra aplicação do modelo gravitacional, [Lorde et al. \(2016\)](#) empregam dados anuais de 18 países entre 1980 e 2008 para modelar a demanda por turismo do Caribe. Os autores apontam que a taxa de câmbio tem um efeito estatisticamente significativo e negativo.

Para analisar a chegada de turistas chineses na Tailândia, [Untong et al. \(2015\)](#) estimaram um modelo com uma especificação log-linear, com dados anuais de 1988 a 2013. Os autores apontam que a elasticidade dos preços foi negativa, indicando que os turistas chineses eram sensíveis às mudanças de preço da Tailândia. [Khoshnevis Yazdi & Khanalizadeh \(2017\)](#) aplicam um modelo gravitacional baseado em chegadas de turistas entre 14 países com um modelo auto-regressivo de defasagem distribuída (ARDL), para analisar os determinantes da demanda internacional de turismo nos EUA, com dados anuais entre 1995 e 2014. Os autores apontam que a taxa de câmbio real se relaciona negativamente com a demanda por turismo nos EUA.

Para identificar os principais determinantes sobre a chegada de turistas internacionais à Nova Zelândia, [Gani & Clemes \(2017\)](#) estimaram um modelo com uma especificação linear e duplo-log linear. Os autores utilizam dados anuais de 2002 a 2013 de 24 dos principais países de origem e apontam que a taxa de câmbio real possui coeficiente negativo e significativo. [Martins et al. \(2017\)](#) estimaram três regressões usando especificações duplo-log para determinar a relação entre variáveis macroeconômicas e demanda turística mundial, com uma amostra de 218 países entre 1995 e 2012. Os autores apontam que quando o número de chegadas é usado como *proxie* de demanda, a taxa de câmbio nominal é significativa e tem sinal positivo. Quando as despesas reais por chegadas são usadas como medida de demanda, a taxa de câmbio nominal não é significativa. Por último, quando as despesas reais por PIB são utilizadas como medida de demanda, a taxa de câmbio nominal é positiva e significativa.

Com dados anuais de 2004 a 2013, [Tavares & Leitão \(2017\)](#) aplicaram um modelo gravitacional para identificar os principais determinantes dos fluxos internacionais de turismo para o Brasil. A taxa de câmbio apresentou um impacto negativo na demanda por turismo. [Ulucak et al. \(2020\)](#) empregaram uma versão aumentada do modelo gravitacional para explorar os fatores do lado da demanda que afetam o número de chegadas de turistas internacionais à Turquia. Com uma amostra dos 25 principais países de origem e dados anuais de 1998 a 2017, apontam que a taxa de câmbio relativa afeta positivamente a demanda por turismo.

Os estudos acima foram importantes ao analisar a relação entre a taxa de câmbio e a demanda turística internacional por diferentes abordagens metodológicas, ao captar correlações dinâmicas ou estáticas entre as variáveis, assim como investigar a volatilidade da taxa de câmbio. No entanto, existem algumas limitações, como não captar a dependência assimétrica e obter somente a dependência linear entre as variáveis. Como os modelos capturam apenas a dependência linear, o uso da correlação linear como medida de dependência requer que as variáveis aleatórias sigam uma distribuição conjunta normal ([Zhu et al., 2017](#)). Assim, 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](#)).

Para superar as limitações mencionadas acima, aplicações de modelos cópula-GARCH apresentam 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](#)). Segundo, o modelo cópula-GARCH fornece informações úteis sobre a dependência de cauda que uma simples análise de correlação linear não pode fornecer ([Tang et al., 2017](#)). Terceiro, pode capturar dependência simétrica e assimétrica ([Tang et al., 2016](#)).

Aplicações do modelo cópula-GARCH foram realizadas recentemente, principalmente em finanças e economia. Por exemplo, para analisar a dependência entre retornos diários dos quatro principais índices do mercado de ações (Jondeau & Rockinger, 2006). Também foi utilizado na estimativa de *Value-at Risk* (VaR) de um portfólio (Huang et al., 2009). Na relação entre os preços do petróleo bruto e as taxas de câmbio do dólar dos EUA (Aloui et al., 2013). Na relação entre os principais mercados de ações internacionais (Mokni & Mansouri, 2017), ou, para avaliar a dependência entre os principais mercados de ações internacionais (Just & Łuczak, 2020), entre outros.

Na literatura de estudos sobre 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 foram 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-GARCH 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 a volatilidade da taxa de 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, quando as duas variáveis estão em um estado de alta dependência volátil. Assim, de forma similar a Tang et al. (2016) e Chang & Chang (2020), o foco deste estudo é investigar a relação entre as variáveis com dados brasileiros.

3. Dados e estratégia metodológica

A estratégia metodológica deste estudo consiste em modelar e estimar em duas etapas a estrutura de dependência entre o número de chegadas internacionais e as taxas de câmbio, por meio do modelo cópula-GARCH. Para estimar as distribuições marginais é aplicado o modelo autorregressivo de média móvel (ARMA) com o modelo de heterocedasticidade condicional autorregressiva, desenvolvido por Bollerslev (1986), (GARCH). Depois, são calculadas as funções de cópula Gaussiana, *t-Student*, Gumbel e Clayton. Por último, é aplicado um teste de qualidade de ajuste nas cópulas, baseado na igualdade da matriz de informações de White (1982), conforme introduzido por (Huang & Prokhorov, 2014). Todo o processo de estimação foi realizado por meio do *Software R Core Team* (2020).

3.1. Dados

Dados mensais de janeiro de 1999 a dezembro de 2018 foram utilizados na análise de dependência entre o número de chegadas de turistas internacionais da Argentina, Alemanha e EUA e suas respectivas taxas de câmbio. Assim, a taxa de câmbio é definida como a quantidade de moeda estrangeira por unidade do real brasileiro. Portanto, um aumento na taxa de câmbio significa uma depreciação da moeda brasileira, ou uma valorização da moeda estrangeira.

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. 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 a 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 e as taxas de câmbio da Argentina foram obtidas no site do Banco Central da Argentina, enquanto as taxas de câmbio dos EUA e da Alemanha são do site *Investing* (<https://br.investing.com/>).

3.2. Modelo para as distribuições marginais

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

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

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

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

em que a equação (1) representa a equação da média, m e n são as ordens do modelo ARMA, onde ψ_i e Θ_j representam os parâmetros autorregressivos (AR) e de médias móveis (MA), respectivamente. Além disso, r_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. A equação (2) representa o termo de erro, de forma que $\varepsilon_t \stackrel{iid}{\sim} D(0, 1)$, 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 ([Joe, 1997](#); [Nelsen, 2006](#)). Em outras palavras, cópulas são funções que conectam distribuições multivariadas às suas marginais unidimensionais ([Pérez-Rodríguez et al., 2015](#)). Assim, [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 $\mathbf{y} \in \mathbb{R}^n$:

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

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 captar a estrutura de dependência simétrica, assimétrica e de cauda entre as taxas de câmbio e o número de chegadas internacionais ao Brasil, foram aplicadas várias funções de cópulas que compõem duas famílias de cópulas, as elípticas e arquimedianas. Assim, a cópula Gaussiana e *t-Student* compõem as cópulas elípticas, enquanto a cópula de Gumbel e Clayton fazem parte das cópulas arquimedianas. Outros tipos de cópulas e mais detalhes podem ser obtidos em [Nelsen \(2006\)](#) e [Joe \(1997\)](#).

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

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

em que Φ é a função de distribuição conjunta de uma normal padrão bivariada, com coeficiente de correlação linear ρ restrito ao intervalo $(-1, 1)$ que mede a dependência entre u e v . Sendo ϕ^{-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, ou seja, $\lambda_U = \lambda_L = 0$.

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

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

a cópula gaussiana e *t-Student* são ambas simétricas. Na cópula *t-Student*, T é a função de distribuição acumulada bivariada *t-Student*. Possui dois parâmetros dependentes u e v , representando a distribuição t bivariada com κ graus de liberdade, e a correlação, ρ , 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:

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

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 α 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 δ 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 δ 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 $\lambda_U = 2 - 2^{\frac{1}{\delta}} > 0$.

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

A Figura 1 apresenta a série mensal de chegadas de turistas no Brasil da Argentina, Alemanha e EUA. Os dados apresentam picos nos meses de janeiro, e durante a Copa do Mundo e Jogos Olímpicos, para todos países, mais pronunciado para a Argentina. Além disso, alguns meses aparentam possuir comportamento sazonal (nos meses de férias escolares e verão). 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 estabilidade em média das séries). Assim, $r_t^1 = \ln(Y_t/Y_{t-1})$ e $r_t^2 = \ln(P_t/P_{t-1})$ 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 .

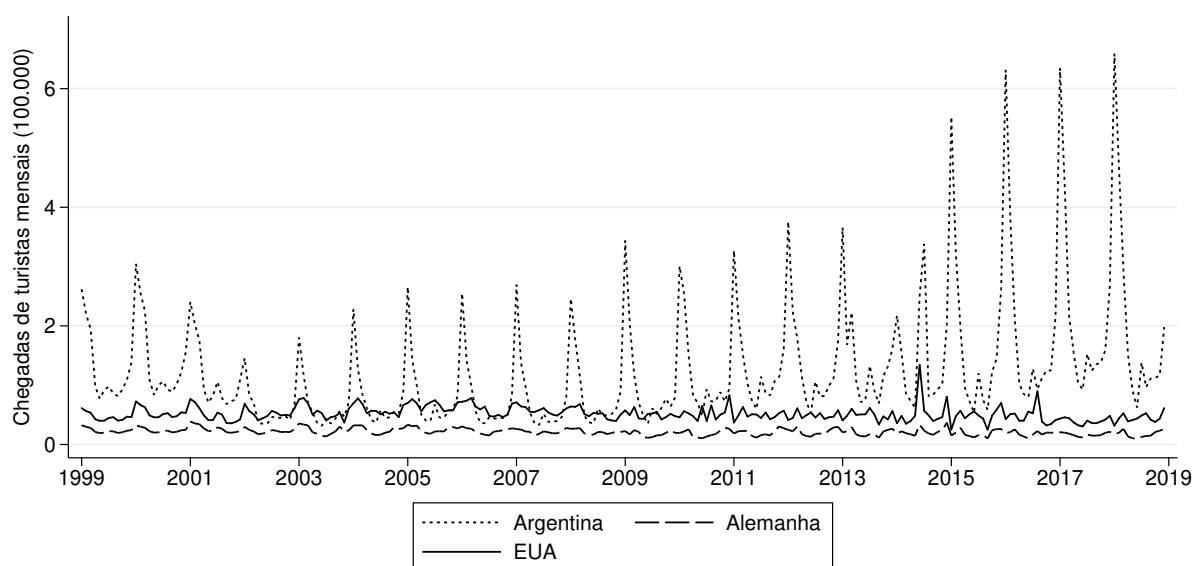


Figura 1. Chegadas de turistas internacionais da Argentina, Alemanha e EUA.

As estatísticas descritivas dos log retornos das taxas de crescimento mensal de chegadas de turistas internacionais, no Brasil, encontram-se na Tabela 1. Nota-se que a média da Argentina e EUA são positivos, enquanto a média da Alemanha foi negativa, no entanto, as médias foram baixas quando comparadas a seus respectivos desvios. Verificou-se com base no teste de Jarque-Bera que todas as séries rejeitaram a hipótese de normalidade no nível significativo de 1%, sugerindo o uso de outra distribuição para os resíduos dos modelo ARMA-GARCH. A partir disso, e dos resultados de assimetria e dos valores acima de 3 da curtose, foram utilizadas distribuições *t-Student* assimétricas. 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.

A estatística do teste de [Ljung & Box \(1978\)](#) indicou correlação serial para todas as séries, sinalizando a necessidade de estimação de modelos autorregressivos, na média, para as variáveis, além da verificação de estacionariedade das séries. Assim, 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.

Tabela 1: Estatística descritiva das séries da 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	-0,0026	0,0121	-0,0026
Mínimo	-0,8668	-1,0797	-0,6644	-0,2231	-0,2088	-0,2279
Máximo	0,9205	1,5186	0,9432	0,1695	0,7901	0,1930
DP	0,1757	0,1747	0,1554	0,0504	0,0795	0,0502
Ass.	-0,3225	1,5168	0,5192	-0,5561	4,2976	-0,3839
Curtose	8,4933	30,0304	8,2331	3,0786	38,4923	2,9663
JB	739,02***	9240,60***	701,49***	110,02***	15769***	96,56***
Q(24)	123,53***	54,49***	78,75***	30,25	40,85**	24,66
ADF	-15,48***	-15,16***	-15,32***	-9,48***	-7,72***	-10,08***
PP	-286,41***	-196,34***	-255,41***	-269,36***	-283,27***	-246,54***
KPSS	0,02	0,05	0,01	0,14	0,06	0,08

DP – Desvio Padrão. Ass – Assimetria. JB - teste de [Jarque & Bera \(1987\)](#). LM - Teste Multiplicador de Lagrange de [Engle \(1982\)](#) com 12 defasagens. ADF - teste de [Dickey & Fuller \(1979\)](#). PP - teste de [Phillips & Perron \(1988\)](#). KPSS - teste de [Kwiatkowski et al. \(1992\)](#). Q(k) - estatística de [Ljung & Box \(1978\)](#), com k defasagens. O total de número de observações para cada série é 239, 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 do log-retorno 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/USD e BRL/EUR. Em relação a medida de curtose, BRL/ARS possui valor acima de 3, apresentando caudas pesadas, enquanto BRL/USD e BRL/EUR possuem valores próximos a 3. Quando aplicado o teste de Jarque-Bera, todas as séries rejeitaram a hipótese de normalidade no nível significativo de 1%. Assim, também foi realizado o uso da distribuição *t-Student* assimétrica nos modelos ARMA-GARCH das distribuições marginais. O teste de Ljung & Box (1978), ao nível de 5% de significância, apresentou correlação serial apenas para a série de taxa de câmbio BRL/ARS, ao passo que considerando nível de significância de 1% nenhuma série apresenta correlação serial.

O critério de informação de Akaike (1974) foi utilizado para selecionar os modelos marginais, ARMA (m, n) - GARCH (p, q), descrito nas equações (1) a (3). Em seguida, os parâmetros do modelo ARMA (m, n) - GARCH (p, q) foram estimados por meio do método da máxima verossimilhança condicional. Os resultados dos modelos mais adequados segundo esses critérios encontram-se na Tabela 2.

Tabela 2: Resultado do modelo 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
Equação da média						
δ	0,0017 (0,0025)	0,0017 (0,0019)	-0,0009 (0,0007)	-0,0015 (0,0028)	0,0163* (0,0061)	-0,0017 (0,0028)
ψ_1	- (-)	0,3783* (0,0989)	0,3887* (0,0874)	- (-)	-0,7455* (0,1220)	- (-)
θ_1	-0,6084* (0,0583)	-0,7041* (0,0648)	-0,9214* (0,0390)	- (-)	0,7312* (0,1367)	- (-)
Equação da variância						
ω_1	0,0022 (0,0015)	0,0068 (0,0038)	0,0043 (0,0035)	0,0016* (0,0004)	0,0008 (0,0005)	0,0016* (0,0003)
α_1	0,5479 (0,3256)	0,5202* (0,3220)	0,1654 (0,1433)	0,3975* (0,1693)	0,3004 (0,2217)	0,3494* (0,1268)
β_1	0,6042* (0,1086)	0,3460* (0,1537)	0,0478 (0,1387)	- (-)	0,6489* (0,0842)	- (-)
β_2	- (-)	- (-)	0,6433* (0,2422)	- (-)	- (-)	- (-)
ε_1	0,8645* (0,0765)	0,8978* (0,0885)	0,8360* (0,0814)	0,8974* (0,0784)	1,1233* (0,0958)	0,9896* (0,0877)
λ_1	2,7012* (0,5558)	2,6518* (0,4934)	2,7148* (0,6867)	4,5550* (1,4154)	2,6207* (0,4940)	6,4170* (2,7618)
$Q(20)$	22,13 [0,33]	18,57 [0,55]	21,29 [0,38]	20,71 [0,41]	14,32 [0,81]	15,81 [0,73]
$Q^2(20)$	8,97 [0,98]	8,04 [0,99]	23,66 [0,26]	10,95 [0,95]	0,76 [1]	10,25 [0,96]
LM ARCH	6,36 [0,90]	5,70 [0,93]	12,10 [0,44]	5,61 [0,93]	0,40 [0,99]	4,83 [0,96]
KS	0,06 [0,43]	0,03 [0,98]	0,05 [0,49]	0,03 [0,96]	0,04 [0,85]	0,02 [0,99]

Notas: Erros padronizados (entre parênteses); ε_1 e λ_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 (1978) para resíduos padronizados e para os quadrados dos resíduos padronizados, respectivamente. LM ARCH é o teste do Multiplicador de Lagrange de Engle (1982); KS - teste de Kolmogorov-Smirnov. (*) indica rejeição da hipótese nula a 5%.

As ordens destes modelos da distribuições marginais (Tabela 2) foram escolhidas após combinações de 0 a 2 para m, n, p e q . Em geral, os parâmetros de assimetria, ε_1 , e de graus de liberdade, λ_1 , na distribuição *t-Student* assimétrica para todas as séries foram significativos, o resultado sugere que os termos de erro não são normais e a distribuição *t-Student* assimétrica é adequada. Assim, esse resultado é convergente com os apresentados na Tabela 1 sobre a escolha dessa distribuição.

O teste de Ljung-Box foi aplicado aos quadrados dos resíduos, com *lag* até 20, em que o valor-*p* acima de 0,05 indica que a especificação do modelo é adequada para descrever a dependência linear entre as taxas de crescimento das variáveis. Em seguida foi realizado o teste LM-ARCH 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 das séries.

Para testar ao atendimento da necessidade das marginais serem uniformes no intervalo [0,1], na estimação das cópulas, foram realizados os testes KS (mais detalhes em [Conover \(1971\)](#)) de Kolmogorov-Smirnov. Eles indicaram aderência dos resíduos padronizados a distribuição. Assim, foi possível estimar as funções de cópulas para investigar a dependência entre as taxas de crescimento da demanda turística internacional e as taxas de câmbio.

Na Tabela 3 as estimativas para os parâmetros das cópulas (estimadas pela função *BiCopEst* do pacote *VineCopula* de [Nagler et al. \(2019\)](#)) são apresentadas. Os valores de AIC em negrito indicam o menor (melhor) valor entre os modelos de cópulas de um mesmo par, representando as cópulas selecionadas em cada caso. Sobre as cópulas simétricas Gaussiana e *t-Student*, os parâmetros de dependência são negativos, e apenas no par Argentina - BRL/ARS é que é significativo.

Esse resultado, para a Argentina, indica um co-movimento contrário entre as variáveis, isto é, quando a taxa de câmbio se aprecia, o fluxo de turistas argentinos tende a diminuir. A explicação desse movimento conjunto não é objetivo deste artigo. Contudo, é de se esperar que o câmbio impacte no preço total da viagem, fazendo com que os turistas optem por fazer turismo doméstico, por exemplo, dentro da Argentina quando o valor da moeda brasileira se torna mais caro. Por outro lado, quando esse valor baixa, gera um estímulo para viagem ao Brasil. Outro fator não avaliado e que pode ser investigado em pesquisas futuras é a relação de câmbio com o volume de gastos desses turistas.

Além disso, o grau de liberdade da cópula *t-Student* é menor no par Argentina - BRL/ARS, que sugere que esse par possui dependência de cauda. Em relação a dependência assimétrica, as cópulas de Gumbel e Clayton foram aplicadas para capturar as dependências de cauda superior e inferior, respectivamente. Nenhum parâmetro de dependência dessas cópulas foram significativos. Com isso, os resultados sugerem que não há dependência de cauda superior e inferior entre as variáveis. A partir do resultado do AIC (em negrito) pode-se avaliar que para EUA - BRL/USD a melhor cópula é a de Clayton, para Argentina - BRL/ARS a *t-Student* e para Alemanha - BRL/EUR a Gaussiana, no entanto, apenas a *t-Student* teve parâmetros significativos.

Tabela 3: Resultado do modelo estático cópula – GARCH.

	EUA - BRL/USD	Argentina - BRL/ARS	Alemanha - BRL/EUR
<i>Gaussiana</i>			
ρ	-0,0036 (0,0597)	-0,1614* (0,0652)	-0,0538 (0,0594)
AIC	2,0000	-3,7141	1,1900
<i>t-Student</i>			
ρ	-0,0038 (0,0600)	-0,1632* (0,0714)	-0,0525 (0,0610)
κ	234,1000 (1684,9900)	7,5538 (4,3150)	45,4800 (143,2900)
AIC	4,0100	-5,6222	3,0800
<i>Clayton</i>			
α	0,0494 (0,0653)	0,0001 (0,0773)	0,0001 (0,0626)
AIC	1,3700	2,0100	2,0000
<i>Gumbel</i>			
δ	1,0000 (0,0445)	1,0000 (0,0517)	1,0000 (0,0376)
AIC	2,0100	2,0200	2,0100
Independência	0,8960	0,0272	0,4820

Notas: valores entre parênteses representam os erros padronizados. Os parâmetros das cópulas foram estimados via máxima verossimilhança. (*) indica 5% de nível de significância.

A partir desses resultados, pode-se inferir que: **(1)** as taxas de crescimento da demanda turística internacional para o Brasil e as taxas de câmbio não são estatisticamente correlacionadas para os Estados Unidos e Alemanha, apenas para a Argentina os coeficientes são negativos e estatisticamente significativos (ainda que fracamente correlacionados, em torno de -0,16); **(2)** Nenhum dos coeficientes de dependência extrema nos pares foi estatisticamente significativo, isto é, movimentos extremos de BRL/USD, BRL/ARS e BRL/EUR não causam movimentos extremos na demanda de turistas dos Estados Unidos, Argentina e Alemanha para o Brasil.

Os resultados não significativos para EUA e Alemanha da dependência entre câmbio e chegadas no Brasil podem ter diversas causas. Mesmo não sendo o objetivo deste artigo identificá-las elencamos algumas possibilidades, tais como: **(1)** a possível comparação de gastos de uma viagem longa ao Brasil ou a outros países em desenvolvimento de moedas relativamente mais fracas; Dito de outra forma, mesmo que a moeda nacional aprecie, moedas de outros países concorrentes em viagens internacionais também podem apreciar mais que compensando esse fator; **(2)** Elevada renda e planejamento de longo prazo. É possível que o impacto da variação de câmbio seja pouco impactante nos gastos previstos de viagens de americanos e alemães; entre outras.

Na literatura de cópulas existem diferentes testes de qualidade de ajuste de cópulas, que possuem certas características que os diferenciam entre si. Um conjunto dessas características consideradas como desejáveis, de acordo com Huang & Prokhorov (2014), são o não envolvimento da especificação paramétrica das distribuições marginais e a aplicabilidade para qualquer família de cópulas sem exigir escolhas arbitrárias de parâmetros específicos. Genest et al. (2009) classificam testes com essas características como “blanket” (gerais). Huang & Prokhorov (2014) propõem um teste “blanket” que computacionalmente é relativamente mais fácil e que está disponível no pacote “VineCopula”, para o *software* R. Esse teste é que é utilizado neste artigo, resultados na Tabela 4. Salientamos que o teste possui algumas fragilidades com relação a amostras de tamanhos pequenos e baixas medidas de correlação. Considerando um nível de significância de 5% todas as cópulas foram bem especificadas, a exceto o par Argentina-Brasil na *t-Student*. Segundo Nagler et al. (2019), os resultados do teste para uma cópula *t-Student* podem ser instáveis e além disso, as amostras utilizadas são relativamente pequenas, o que pode “penalizar” os resultados do teste. Por fim, os parâmetros das medidas de dependência são muito pequenos (nesse caso, de -0.16) o que pode ter impactado no resultado para a Argentina, na cópula *t-Student*.

Tabela 4: Teste de qualidade do ajuste para cópulas.

Cópula	EUA - BRL/USD	Argentina - BRL/ARS	Alemanha - BRL/EUR
	0	0,3211	0,0001
Gaussiana	[0,9606]	[0,1633]	[0,8562]
<i>t-Student</i>	0,0175 [0,9989]	6,9874 [0,0274]	2,6513 [0,4720]
Clayton	0,0005 [0,8407]	0,4667 [0,2319]	0,0156 [0,6168]
Gumbel	5,4202 [0,0716]	2,5855 [0,1468]	4,1935 [0,1013]

Nota: p-valor entre colchetes, [].

5. Considerações finais

Este artigo cumpriu com seu objetivo de analisar a relação entre câmbio e o número de chegadas internacionais no Brasil entre 1999 e 2018. Os resultados indicaram uma relação significativa apenas para a Argentina. O que sugeriu que países com moedas relativamente mais fracas e de fronteira possam ser mais impactados que os demais no consumo de turismo brasileiro.

Esses resultados são úteis para o setor de turismo, pois pode ser utilizado para a implementação de estratégias de promoção turística internacional no Brasil. Dito de outra forma, mudanças das relações de câmbio com países vizinhos podem ser utilizadas para melhor planejamento de oferta de serviços. Assim, espera-se que quando a moeda do país estrangeiro aprecie frente ao real, que o número de chegadas aumente, e vice versa. Por outro lado, a taxa de câmbio não parece ser uma variável que co-movimente com chegadas de turistas americanos e alemães. Nesse sentido, é possível que outras variáveis e políticas, como incentivos a campanhas publicitárias e missões de estreitamento de relações entre países possam contribuir para o aumento de demanda por turistas desses países.

Este estudo limitou-se a apenas verificar os co-movimentos entre as variáveis, sem tentar analisar suas possíveis causas. Sugere-se, para estudos futuros, testar o impacto na demanda turística do Brasil condicionada ao país ser de fronteira. Assim como, testar também se o fato da moeda ser relativamente mais forte impactar na demanda por turistas. Noutra linha, é possível também evoluir na parte metodológica, estimando cópulas tempo-variantes (ou com mudança de regime), na tentativa de captar especificamente o comportamento das variáveis nos mega eventos esportivos que ocorreram no período. Por fim, como última sugestão, está a projeção de demanda turística brasileira pós pandemia do COVID-19, além de seus possíveis impactos estrutura de dependência das variáveis investigadas neste estudo.

Referências

- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE transactions on automatic control*, *19*, 716–723.
- Aloui, R., Aïssa, M. S. B., & Nguyen, D. K. (2013). Conditional dependence structure between oil prices and exchange rates: a copula-garch approach. *Journal of International Money and Finance*, *32*, 719–738.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, *31*, 307–327.
- Castro, R. M. d., & Giraldi, 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.
- Chang, K.-L., & Chang, J.-C. D. (2020). Dynamic dependence between us inbound visits and exchange rate. *Journal of Hospitality & Tourism Research*, (p. 1096348020913084).
- 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.
- 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.
- Conover, W. J. (1971). Practical nonparametric statistics. *John Wiley & Sons*, .
- Croes, R. R., & Vanegas Sr, M. (2005). An econometric study of tourist arrivals in aruba and its implications. *Tourism Management*, *26*, 879–890.
- Crouch, G. I. (1994a). The study of international tourism demand: A review of findings. *Journal of Travel research*, *33*, 12–23.
- Crouch, G. I. (1994b). The study of international tourism demand: A survey of practice. *Journal of Travel research*, *32*, 41–55.
- De Vita, G. (2014). The long-run impact of exchange rate regimes on international tourism flows. *Tourism Management*, *45*, 226–233.
- 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.
- Dogru, T., Sirakaya-Turk, E., & Crouch, G. I. (2017). Remodeling international tourism demand: Old theory and new evidence. *Tourism management*, *60*, 47–55.
- Dritsakis, N. (2004). Cointegration analysis of german and british tourism demand for greece. *Tourism management*, *25*, 111–119.
- Dwyer, L., Forsyth, P., & Rao, P. (2002). Destination price competitiveness: Exchange rate changes versus domestic inflation. *Journal of Travel Research*, *40*, 328–336.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of united kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, (pp. 987–1007).

- Fernández, C., & Steel, M. F. (1998). On bayesian modeling of fat tails and skewness. *Journal of the American Statistical Association*, 93, 359–371.
- Ferrari, S., & Guala, C. (2017). Mega-events and their legacy: Image and tourism in genoa, turin and milan. *Leisure Studies*, 36, 119–137.
- Gani, A., & Clemes, M. D. (2017). The main determinants effecting international visitor arrivals in new zealand: Some empirical evidence. *Tourism Economics*, 23, 921–940.
- 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.
- Gertner, D., & Kotler, P. (2004). O estratégico marketing de lugares. *HSM Management*, 44, 62–93.
- 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*, (pp. 579–588).
- Gumbel, E. J. (1960). Bivariate exponential distributions. *Journal of the American Statistical Association*, 55, 698–707.
- Huang, J.-J., Lee, K.-J., Liang, H., & Lin, W.-F. (2009). Estimating value at risk of portfolio by conditional copula-garch method. *Insurance: Mathematics and economics*, 45, 315–324.
- Huang, W., & Prokhorov, A. (2014). A goodness-of-fit test for copulas. *Econometric Reviews*, 33, 751–771.
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1987). A test for normality of observations and regression residuals. *International Statistical Review/Revue Internationale de Statistique*, (pp. 163–172).
- Joe, H. (1997). *Multivariate models and multivariate dependence concepts*. CRC Press.
- 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.
- 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.
- 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.
- Kajihara, K. A. (2010). A imagem do brasil no exterior: Análise do material de divulgação oficial da embratur, desde 1966 até 2008. *Revista Acadêmica Observatório de Inovação do Turismo*, 5, 05–05.
- Khoshnevis Yazdi, S., & Khanalizadeh, B. (2017). Tourism demand: A panel data approach. *Current Issues in Tourism*, 20, 787–800.
- 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.
- 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.
- 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.
- Lim, C. (1997). Review of international tourism demand models. *Annals of tourism research*, 24, 835–849.
- 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* (pp. 283–294). Springer.

- 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* (pp. 259–274). Springer.
- Ljung, G. M., & Box, G. E. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, *65*, 297–303.
- Lorde, T., Li, G., & Airey, D. (2016). Modeling caribbean tourism demand: an augmented gravity approach. *Journal of Travel Research*, *55*, 946–956.
- Mariutti, F. G., Giraldi, J. d. M. E., & Crescitelli, E. (2013). The image of brazil as a tourism destination: an exploratory study of the american market. *International Journal of Business Administration*, *4*, 13.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- MTur (2019). *Anuário Estatístico de Turismo*. Ministério do Turismo (46th ed.). Ano base 2018.
- Nagler, T., Schepsmeier, U., Stoeber, J., Brechmann, E. C., Graeler, B., & Erhardt, T. (2019). *VineCopula: Statistical Inference of Vine Copulas*. URL: <https://CRAN.R-project.org/package=VineCopula> r package version 2.3.0.
- Nelsen, R. B. (2006). *An introduction to copulas*. Springer Science & Business Media.
- Nishio, T. (2013). The impact of sports events on inbound tourism in new zealand. *Asia Pacific journal of tourism research*, *18*, 934–946.
- OMT (2020). *World Tourism Barometer*. Technical Report 18 World Tourism Organization.
- 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.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, *75*, 335–346.
- 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* (pp. 343–365). Springer.
- 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.
- Quayson, J., & Var, T. (1982). A tourism demand function for the okanagan, bc. *Tourism Management*, *3*, 108–115.
- R Core Team (2020). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing Vienna, Austria. URL: <https://www.R-project.org/>.
- Rabahy, W. A. (2020). Análise e perspectivas do turismo no brasil. *Revista Brasileira de Pesquisa em Turismo*, *14*, 1–13.
- Rojas-Méndez, J. I., Davies, G., Jamsawang, J., Duque, J. L. S., & Pipoli, G. M. (2019). Explaining the mixed outcomes from hosting major sporting events in promoting tourism. *Tourism Management*, *74*, 300–309.
- Santana, G. (2000). An overview of contemporary tourism development in brazil. *International Journal of Contemporary Hospitality Management*, .

- Santos, G. E. d. O. (2013). O que determina a satisfação dos turistas internacionais no brasil? *Revista Turismo em Análise*, 24, 521–543.
- 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.
- 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.
- Shih, J. H., & Louis, T. A. (1995). Inferences on the association parameter in copula models for bivariate survival data. *Biometrics*, (pp. 1384–1399).
- 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.
- Song, H., & Li, G. (2008). Tourism demand modelling and forecasting—a review of recent research. *Tourism management*, 29, 203–220.
- 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.
- 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.
- Tavares, J. M., & Leitão, N. C. (2017). The determinants of international tourism demand for brazil. *Tourism Economics*, 23, 834–845.
- Ulucak, R., Yücel, A. G., & İlkay, S. Ç. (2020). Dynamics of tourism demand in turkey: Panel data analysis using gravity model. *Tourism Economics*, (p. 1354816620901956).
- Untong, A., Ramos, V., Kaosa-Ard, M., & Rey-Maqueira, J. (2015). Tourism demand analysis of chinese arrivals in thailand. *Tourism Economics*, 21, 1221–1234.
- 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.
- Vanegas Sr, M., & Croes, R. R. (2000). Evaluation of demand: Us tourists to aruba. *Annals of Tourism Research*, 27, 946–963.
- 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* (pp. 1188–1193). IEEE volume 2.
- 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.
- Webber, A. G. (2001). Exchange rate volatility and cointegration in tourism demand. *Journal of Travel research*, 39, 398–405.
- White, H. (1982). Maximum likelihood estimation of misspecified models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, (pp. 1–25).
- WTTC (2019a). *Brazil - Annual Research: Key Highlights*. Technical Report 18 World Travel & Tourism Council.
- WTTC (2019b). *The Importance of Travel & Tourism in 2018*. Technical Report World Travel & Tourism Council.
- Wu, D. C., Song, H., & Shen, S. (2017). New developments in tourism and hotel demand modeling and forecasting. *International Journal of Contemporary Hospitality Management*, .

- 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.
- Zhu, L., Lim, C., Xie, W., & Wu, Y. (2017). Analysis of tourism demand serial dependence structure for forecasting. *Tourism Economics*, 23, 1419–1436.
- Zhu, L., Lim, C., Xie, W., & Wu, Y. (2018). Modelling tourist flow association for tourism demand forecasting. *Current Issues in Tourism*, 21, 902–916.