

Artigos - Gestão do Turismo

Estratégias de conservação ambiental: disposição a pagar por certificação ambiental no setor hoteleiro da cidade de João Pessoa-PB

Environmental conservation strategies: willingness to pay for environmental certification in the hotel sector of the city of João Pessoa-PB

Estrategias de conservación ambiental: disposición a pagar por la certificación ambiental en el sector hotelero de la ciudad de João Pessoa-PB

Adriano Firmino Valdevino de Araújo¹ Gabriella da Silva Cavalcanti²

¹Universidade Federal da Paraíba (UFPB), João Pessoa, PB, Brasil.

²Instituto de Desenvolvimento Sustentável e Meio Ambiente (IDEMA) / Fundação de Apoio à Pesquisa do RN (FAPERN), Natal, RN, Brasil.

Palavras-chave:

Setor Hoteleiro;
Disposição a pagar;
Modelo tobit;
Modelo logit;
Selo Ambiental.

Keywords:

Hotel Sector;
Willingness to pay;
Tobit model;
Logit model;
Eco label.

Resumo

Diante da crescente pressão social por uma postura ambientalmente sustentável, empresas e estabelecimentos vêm incorporando em suas estratégias de mercado a adoção de ações e práticas voltadas para a conservação ambiental. Neste contexto, torna-se necessária alguma sinalização que permita aos consumidores diferenciar os produtos resultantes de processos ambientalmente sustentáveis de seus substitutos, o que é feito por meio da certificação. O objetivo desse estudo é analisar a disposição a pagar a mais de consumidores por serviços oferecidos em hotéis certificados ambientalmente em relação aos hotéis não certificados. Quase a totalidade dos entrevistados declararam que estavam mais dispostos a escolher um hotel certificado ambientalmente em detrimento a um hotel sem certificação e mais da metade aceitaram, de fato, pagar a mais por isso. Os resultados sugerem que o conjunto de variáveis que afetam a decisão de pagar a mais ou não é distinto do conjunto de variáveis que afetam a decisão relativa ao valor que será pago, embora haja uma intersecção entre esses dois conjuntos. O estudo encontrou uma disposição média a pagar a mais por dia de permanência em hotéis com certificação ambiental no valor de R\$ 66,18.

Abstract

Faced with growing social pressure for an environmentally sustainable stance, companies and establishments have incorporated in their market strategies the adoption of actions and practices aimed at environmental conservation. In this context, some signaling is needed to allow consumers to differentiate between the products resulting from environmentally sustainable processes of their substitutes, which is done through certification. The aim of this study is to analyze the willingness to consumers pay more for services offered in environmentally certified hotels in relation to not certified ones. Almost all respondents stated that they were more willing to choose an environmentally certified hotel to the detriment of an uncertified hotel and more than half have agreed, in fact, to overpay for it. The results suggest that the set of variables that affect the decision to pay over or not is distinct from the set of variables that affect the decision regarding the amount that will be paid, yet there is an intersection between these two sets. The study found an average willingness to pay more per day of stay in hotels with environmental certification in the amount of R\$ 66.18.

Palabras clave:

Sector Hostelero;
Disposición a pagar;
Modelo Tobit;
Modelo logit;
Sello Ambiental.

Revisado por pares.
Recebido em: 15/04/2021.
Aprovado em: 04/10/2021.
Editor:
Glauber Eduardo de Oliveira Santos

Resumen

Ante la creciente presión social por una postura ambientalmente sustentable, las empresas y establecimientos han ido incorporando a sus estrategias de mercado la adopción de acciones y prácticas orientadas a la conservación ambiental. En este contexto, se necesita una señalización que permita a los consumidores diferenciar los productos resultantes de procesos ambientalmente sostenibles de sus sustitutos, lo que se hace mediante la certificación. El objetivo de este estudio es analizar la disposición de los consumidores a pagar de más por los servicios ofrecidos en hoteles con certificación ambiental en relación a los hoteles no certificados. Casi todos los entrevistados afirmaron que estaban más dispuestos a elegir un hotel con certificación ambiental que un hotel no certificado, y más de la mitad accedió a pagar más por él. Los resultados sugieren que el conjunto de variables que afectan la decisión de sobrepagar o no es distinto del conjunto de variables que afectan la decisión sobre el monto a pagar, aunque existe una intersección entre estos dos conjuntos. El estudio encontró una disposición promedio a pagar más por día de estadía en hoteles con certificación ambiental en el monto de R\$ 66,18.



Como citar: Araújo, A. F. V.; Cavalcanti, G. S. (2022). Estratégias de conservação ambiental: disposição a pagar por certificação ambiental no setor hoteleiro da cidade de João Pessoa-PB. *Revista Brasileira de Pesquisa em Turismo*, São Paulo, 16, e-2453. <https://doi.org/10.7784/rbtur.v16.2453>

1 INTRODUÇÃO

A cidade de João Pessoa-PB, com suas belas praias e patrimônio histórico, possui forte vocação econômica para a atividade turística. De acordo com o Índice de Competitividade do Destino 2015 (BRASIL, 2015), a cidade atingiu um nível de competitividade superior à média nacional e às médias das capitais brasileiras. Segundo dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), o setor de turismo foi o responsável pela maior geração de empregos formais na cidade de João Pessoa em 2015 (BRASIL, 2016).

Como ocorre em qualquer outro setor econômico, a indústria de turismo, que já foi conhecida como a indústria sem chaminés, demanda recursos naturais para seu funcionamento, já sendo amplamente reconhecido os seus impactos ambientais negativos (ARENHART, 2011; MEDEIROS, 2012; SALVATI, 2001; VIEGAS, 2008; ZAMBONIN, 2002). Tomando especificamente a rede hoteleira, segundo a Revista Hotéis (2010), os gastos com água e energia configuram nos dois maiores custos operacionais de um hotel, perdendo somente para a folha de pagamento dos colaboradores.

A indústria hoteleira possui grande destaque dentro do setor de turismo em João Pessoa-PB. A cidade possui a maior rede de hotéis do estado da Paraíba em número de leitos (EMPRESA PARAIBANA DE TURISMO, 2017c). Segundo dados da Empresa Paraibana de Turismo (2017a; 2017b), em 2016, foi registrado um fluxo de 443.114 hóspedes na cidade de João Pessoa-PB.

Segundo Pezeta (2016), as ações ambientalmente sustentáveis por parte da rede hoteleira se constituem em uma forte estratégia de *marketing*, na medida em que fornecem uma resposta à crescente pressão do mercado por questões ambientais. Um problema inerente a esse tipo de estratégia é que tais ações não são facilmente percebidas pelos consumidores, resultando em uma assimetria de informação. Segundo Yau (2012), a assimetria de informação faz com que os mercadores operem de modo ineficiente, fazendo com que os produtos com as características desejáveis sejam expulsos do mercado. Esse problema pode ser eliminado ou minimizado por meio de um mecanismo de sinalização, tal como certificados ambientais e, com isso, permitir não só a permanência dos produtos com características desejáveis, mas a existência de um prêmio em relação aos demais produtos (Yau, 2012).

Uma outra questão diz respeito ao quanto os consumidores atribuem de importância ao comprometimento ambiental dos hotéis e, conseqüentemente, à certificação ambiental desses estabelecimentos. Bento (2011), em um estudo realizado com turistas portugueses por destinos e serviços sustentáveis, identificou que os entrevistados não se mostraram dispostos a pagar mais pela estadia em um eco-hotel, atribuindo maior peso aos atributos relacionados à qualidade dos serviços hoteleiros em relação à existência de rótulos ecológicos.

Souza e Alvares (2014) analisaram a percepção dos consumidores de hotéis certificados pela NBR (Norma da Associação Brasileira de Normas Técnicas) 15401/2006 no Brasil. Os autores identificaram que os serviços oferecidos pelo estabelecimento e o destino turístico eram fatores determinantes para a escolha do hotel, em

detrimento da certificação. Ainda de acordo com o estudo, um percentual mínimo dos entrevistados compreendia o que é uma organização certificada (SOUZA; ALVARES, 2014).

O objetivo deste estudo é analisar a disposição a pagar a mais dos indivíduos por dia de permanência em hotéis com certificação ambiental em relação aos hotéis não certificados. Aplicou-se o método de avaliação contingente considerando um cenário hipotético em que os hotéis poderiam ser certificados com um selo ambiental.

Além da introdução, este trabalho está dividido em três seções. A seção 2 apresenta a metodologia empregada no estudo. Na seção 3 são discutidos os resultados e a seção 4 apresenta as considerações finais da pesquisa.

2 DISPOSIÇÃO A PAGAR POR PRODUTOS CERTIFICADOS E POR SUSTENTABILIDADE DE RECURSOS TURÍSTICOS: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

A literatura apresenta uma série de estudos que buscam investigar a disposição a pagar por produtos diferenciados ou certificados. Delmond et al. (2018), por exemplo, aplicaram o método referendo com limite semi-duplo (*semi-double bounded model*) para analisar a disposição dos russos em comprar pão contendo ingredientes geneticamente modificados em detrimento do pão com ingredientes usuais. A partir de um modelo *logit*, os autores constataram que os entrevistados caracterizados como “dirigidos pelo dinheiro” estão mais dispostos a comprar o pão com ingredientes modificados do que os entrevistados “dirigidos pela saúde”. Adicionalmente, verificou-se um aumento no percentual de entrevistados dispostos a comprar o pão com ingredientes geneticamente modificados, em detrimento ao pão com ingredientes usuais, se houvesse um desconto de 50% no seu preço, passando de 12% para cerca de 27% (Delmond et al., 2018).

Muitos estudos se utilizam da ideia de certificação, real ou hipotética, para promover uma melhor identificação do produto diferenciado por parte dos participantes da pesquisa. Wu et al. (2012) conduziu um estudo em cidades da província de Jiangsu, China, para estudar a percepção dos consumidores sobre a certificação de rastreabilidade em alimentos. Os autores encontraram um prêmio para os alimentos certificados da ordem de 3,15% do preço dos alimentos não certificados (Wu et al., 2012).

Birol et al. (2015) analisaram a disposição a pagar a mais por uvas com certificação de qualidade em relação às uvas não certificadas. O estudo foi realizado em Mumbai, Índia. Os autores utilizaram o modelo *probit* e realizaram um controle sobre o tipo de informação que os participantes recebiam: intensiva (tratamento) e extensiva (controle), chegando ao resultado de que o tratamento na informação possui impacto sobre a disposição dos indivíduos a comprar uva certificada (Birol et al., 2015).

Salladarré et al. (2016) analisaram a disposição a pagar a mais dos franceses por frutos do mar com certificação ecológica em relação aos frutos do mar sem certificação. Os autores utilizam o método *double-bounded* de eliciação da disposição a pagar. Foram estimados modelos *probit* para um e dois lances, com controles para os vieses de ancoragem e heterogeneidade. Os autores encontraram um prêmio para o produto certificado que varia entre € 1,72 e € 2,09.

Salazar; Oerlemans (2016) investigaram a disposição a pagar dos holandeses por um detergente de lavar roupa com certificação de sustentabilidade sob cenários que apresentavam condições diversas de influência social. Os resultados da estimação do modelo *tobit* sugerem que os indivíduos são influenciados pelo comportamento de massa (em detrimento do comportamento de um potencial líder) em favor do produto certificado (em detrimento ao produto não certificado) (Salazar & Oerlemans, 2016).

Adotando também o método *double-bounded* de eliciação e o modelo *probit* para um e dois lances, Collins; Curtis (2018) estimaram a disposição a pagar de inquilinos na Irlanda pela melhoria da eficiência energética das unidades habitacionais. Considerando uma certificação de eficiência energética já existente, verificou-se que os inquilinos estavam dispostos a pagar, em média, € 38,00 pela melhoria em um ponto de uma escala de eficiência que variava de 1 a 15. A partir de uma análise *payback*, os autores constataram que esses valores permitiam investimentos em isolamento de sótãos e paredes internas, mas não justificariam investimentos em isolamento de paredes externas e em energia solar. Adicionalmente, os autores identificaram que o fornecimento de informações sobre a certificação e sobre o impacto da eficiência sobre os gastos familiares com energia reduziu a disposição a pagar.

Yau (2012) aplicou o método de avaliação contingente para investigar a disposição a pagar a mais por unidades habitacionais com certificados ecológicos em Hong Kong em relação às unidades não certificadas. A partir da aplicação do modelo *logit*, o autor constatou que a demanda por unidades habitacionais certificadas está

relacionada principalmente com a renda familiar, sofrendo alguma influência do grau de importância atribuída à certificação pelo entrevistado (Yau, 2012).

Araújo et al. (2007) utilizaram o método de avaliação contingente para estimar a disposição a pagar a mais por produtos artesanais com certificado de origem para o município de Palmas – TO. Os autores encontraram evidências de que o produto artesanal é um bem comum e inferior (negativamente relacionado ao seu preço e à renda do consumidor, respectivamente). Ainda segundo os autores, a certificação de origem resulta em um prêmio médio da ordem de R\$ 1,04, valorizando assim o produto artesanal.

A literatura apresenta alguns estudos que procuram estimar a disposição a pagar por atributos ambientais e culturais como uma ferramenta de subsidiar políticas de preservação e uso sustentável de recursos associados à atividade de turismo. Nesse sentido, os valores estimados de disposição a pagar correspondem ao aporte que a sociedade está disposta a destinar para a preservação do bem ou serviço avaliado.

Park et al. (2020), por exemplo, estimaram a disposição a pagar pela preservação da cultura de pesca artesanal da ilha de Jeju, na Coreia do Sul. As *Jeju Haenyeo* são mulheres moradoras da ilha que mergulham para coletar frutos do mar sem o uso de equipamentos especiais. A contribuição média mensal foi estimada a partir de um modelo *logit*, sendo esse valor da ordem de KRW 17.308 por pessoa.

Em um estudo realizado em turistas chineses, Park et al. (2019) aplicaram um experimento de escolha (*choice experiment*) para analisar o comportamento desses turistas em relação à pacotes de turismo de cruzeiro. Os autores constataram que melhoria no quarto, maior variedade de itens disponíveis no *duty-free*, mais opções de atividades nos locais de escala e maior percentual de comida tradicional chinesa aumentam a probabilidade de o turista aceitar o pacote turístico de cruzeiro. A programação de bordo do cruzeiro não possui efeito significativo na escolha do turista. Adicionalmente, os autores identificaram que o pacote turístico de cruzeiro é um bem comum, ou seja, a demanda é negativamente relacionada ao seu preço. A maior estimativa de efeito marginal sobre a disposição a pagar pelo pacote foi a associado à variedade de itens disponíveis no *duty-free* (KRW 133.358), seguido do tipo de quarto (KRW 127.187), porcentagem de comida tradicional chinesa (KRW 82.277) e da programação nos locais de escala (KRW 53.823).

Lee & Han (2002) buscam estimar a disposição a pagar para o uso (a partir de uma taxa de entrada) e para a conservação (a partir de uma contribuição anual) de cinco parques sul coreanos com atributos naturais e culturais distintos entre si. De acordo com o modelo *logit* estimado pelos autores, apenas o valor apresentado do lance é estatisticamente significativo para a disposição a pagar pela preservação, tendo efeito negativo. No que se refere à disposição a pagar pelo uso, as variáveis explicativas diferem entre os parques, mas todas contêm o valor do lance apresentado com efeito negativo. Dos cinco parques analisados pelos autores, dois apresentaram estimativas de valor de contribuição para preservação superior às estimativas de pagamento para entrada.

Gutiérrez-Castro et al. (2015) aplicaram o método de avaliação contingente para estimar o valor e a importância dos *Parques Marinhos dos Sistemas de Recifes Mesoamericanos*, em especial a parte localizada nas ilhas de Cozumel (México) e nas ilhas de *la Bahia* (Honduras). A pesquisa se restringiu à população que vive na zona de influência dos parques analisado. Os respondentes eram questionados quanto ao valor de sua disposição a pagar para conservação dos parques, além de informar os percentuais desse valor correspondente aos seguintes atributos: benefícios para filhos e netos (valor de legado), benefícios pessoais futuros (valor de opção) e preservação apenas pelo fato de fazer parte da natureza (valor de existência). Os habitantes de *West End* (Honduras) declararam, em média, que cerca de 25% do valor declarado correspondia ao valor de existência, enquanto esse percentual foi da ordem de 36% para os habitantes de *San Miguel de Cozumel* (México). As disposições médias estimadas foram das ordens de US\$ 12,9 e US\$ 17,4, respectivamente para *San Miguel de Cozumel* e *West End* (GUTIÉRREZ-CASTRO et al., 2015). Os autores identificaram, ainda, que o nível de desconhecimento das funções ecossistêmicas dos recifes é o mesmo para as duas amostras. No entanto, os moradores de *San Miguel de Cozumel* apresentam um maior nível de escolaridade.

Brito & Paiva (2020) utilizaram o método de avaliação contingente para estimar o valor da entrada do balneário *Parque da Bica de Andreas*, localizado na cidade de Pacatuba – CE. De acordo com o estudo, a maioria dos entrevistados não estava disposta a pagar mais do que os atuais valores: da ordem de R\$ 4,00 para adultos e R\$ 2,00 para crianças. No entanto, os autores apontam que um ajuste positivo no valor da entrada seria possível diante da demanda elevada e o espaço para ampliação de equipamentos recreacionais disponibilizados no balneário e em seu entorno.

Carvalho Júnior et al. (2016) estimaram o valor econômico do Memorial Darcy Ribeiro, localizado em Brasília – DF, a partir dos métodos de avaliação contingente e de custo de viagem. As estimativas encontradas foram muito próximas uma da outra, sendo um fluxo anual da ordem de R\$ 3.870,57 pelo método de avaliação contingente e da ordem de R\$ 4.806,76 pelo método de custo de viagem. Os autores ressaltam que o valor econômico estimado é muito inferior ao valor investido para a construção do memorial, sendo este último da ordem de R\$ 8.500.000,00. Um dos motivos para essa discrepância, segundo os autores, é o subregistro do número de visitantes (CARVALHO JÚNIOR et al., 2016).

Araújo & Ramos (2005) apresentam estimativas de disposição a pagar para conservação do Jardim Botânico da cidade de João Pessoa – PB. Os autores estimaram que a arrecadação anual para essa finalidade estaria entre R\$ 5.359.950,12 e R\$ 12.546.003,12, dependendo dos critérios metodológicos adotados para a estimação.

Alguns estudos procuram estimar a disposição a pagar associada às manifestações culturais. Pinto et al. (2019) apresentaram estimativas de valor econômico para o *Bumba meu Boi do Maranhão*, chegando a um valor médio de R\$ 34,24 por indivíduo e um valor agregado, baseado no número de participantes dos festejos de São João, da ordem de R\$ 10.272.000,00. Os autores chamam a atenção para o fato de que o valor agregado possa estar subestimado, haja vista que a pesquisa não abrangeu os espaços privados dos festejos.

Por fim, destaca-se que o método de avaliação contingente apresenta limitações amplamente debatidas na literatura (ARAÚJO & RAMOS, 2005; CARVALHO JÚNIOR et al., 2016). Essas limitações podem resultar em vieses que afetam os valores estimados. Em especial, grande parte dos estudos que compara o resultado de experimentos hipotéticos com o resultado de experimentos reais encontram uma superestimação do valor da disposição em cenários hipotéticos, resultando no chamado *viés hipotético* (BLUMENSCHNEIN et al., 2001).

A adoção de procedimentos metodológicos e de cuidados no desenho do experimento podem eliminar ou minimizar o viés hipotético. Park et al. (2020), por exemplo, sugerem a adoção de procedimentos em dois estágios, nos qual a aceitação de pagamento do valor apresentado é seguida por questões que induzam o entrevistado a acreditar que o valor aceito possa ser realmente cobrado. Viglia & Dolnicar (2020) apresentam considerações e recomendações sobre o desenho de um experimento de escolhas (*choice experiment*) baseado em uma revisão de estudos empíricos aplicados para a área de turismo e hospedagem.

3 ASPECTOS METODOLÓGICOS

3.1 Fonte e tratamento inicial dos dados

Os dados utilizados neste estudo são de natureza primária, obtidos a partir de pesquisa de campo fundamentada em entrevistas com hóspedes de hotéis localizados na cidade de João Pessoa, Paraíba. A pesquisa foi realizada entre fevereiro e dezembro de 2016.

A pesquisa de campo foi precedida de um estudo piloto com o objetivo de testar o questionário elaborado, determinar o intervalo dos lances do questionário final e o tamanho da amostra. Com base nos valores de disposição a pagar declarados pelos entrevistados na pesquisa piloto, estimou-se que uma amostra de 194 entrevistas resultaria em um erro aceitável considerando um nível de significância de 5%. A pesquisa final contou com 200 entrevistas válidas.

O questionário foi dividido em três grupos de questões. As questões de ordem socioeconômicas e demográficas estão contidas no primeiro grupo. O segundo grupo contém questões relativas à percepção, hábitos e atitudes dos entrevistados em relação à conservação ambiental e aos serviços hoteleiros.

Parte das questões do segundo grupo foram divididas em três dimensões: Atitude, Hábito e Atributo, conforme apresentado no quadro 1. O entrevistado deveria responder à essas questões que foram codificadas em uma escala de *Likert* (Likert, 1932), variando de 0 a 3, em que 0 indica *nulo* e 3 indica *alto*. Foi realizada uma análise de componentes principais sobre essas variáveis com o intuito de reduzir as dimensões e testar a consistência do instrumento.

Quadro 1 – Variáveis que compõem as dimensões Atitudes, Hábitos e Atributos

Dimensão	Variável	Descrição
Atitude	Giqa	Seu grau de interesse por questões ambientais.
	Epcma	Seu esforço para a conservação do meio ambiente.
	Escma	O esforço da sociedade para a conservação do meio ambiente.
	Eecma	O esforço das empresas para a conservação do meio ambiente.
	Cmacma	Necessidade de criação e manutenção de áreas de conservação ambiental.
Hábito	Freqnatu	Visitar atrativos naturais (piscinas naturais, cachoeiras etc.).
	Freqhist	Visitar locais históricos e culturais (museus, mosteiros, fortes etc.).
	Freqeven	Ir a eventos culturais (cinema, teatro, shows etc.).
	Ativnatu	Praticar atividades relacionadas com a natureza (mergulho, trilhas etc.).
Atributos	Atprec	Preço do quarto
	Atqualit	Qualidade das instalações físicas
	Atserv	Serviços adicionais
	Atloc	Localização
	Atambien	Comprometimento ambiental e/ou adoção de práticas ambientalmente sustentáveis.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa de campo.

Os fatores foram construídos a partir da matriz de correlação, rotacionada pelo método *varimax* com a normalização de *Kaiser*. Foram considerados os fatores que apresentaram autovalores iguais ou superiores a unidade e variáveis que apresentaram especificidade inferior ou igual a 40%. A adequação da análise de componentes principais foi verificada a partir do teste de esfericidade de *Bartlett* e pela estatística *KMO* (*Kaiser*, 1974). A validade de confiabilidade do instrumento foi verificada a partir do teste alfa de *Cronbach* (*Cronbach*, 1951) e pelo valor da variância total explicada (*Roque et al.*, 2016; *Tandon & Mehra*, 2017; *Wicaksana & Wang*, 2018).

O uso de variáveis que buscam captar as atitudes, os hábitos e as percepções dos entrevistados são cada vez mais comuns em análises de disposição a pagar, sendo geralmente tratadas com uma análise de componentes principais (*Birol et al.*, 2015; *Nembrini et al.*, 2020; *Yau*, 2012).

Antes de responder o terceiro grupo de questões, os entrevistados eram apresentados à seguinte definição de selo ambiental:

O Selo Ambiental é um instrumento utilizado para certificar produtos, processos de produção e/ou empresas e estabelecimentos que contribuam para a conservação do meio ambiente. A certificação é concedida, geralmente, por um órgão confiável, exigindo comprovações periódicas por parte das empresas e estabelecimentos certificados.

O cenário associado à disposição a pagar foi descrito da seguinte forma:

Considere que, por causa de seus esforços para conservação ambiental, os hotéis e pousadas certificados com o Selo Ambiental pudessem cobrar uma taxa de seus hóspedes. A taxa seria cobrada por diária, estando vinculada ao quarto (independente de quantas pessoas estivessem hospedadas no quarto). Ou seja, mesmo que haja duas ou mais pessoas hospedadas em um quarto, haveria a cobrança de apenas uma taxa por dia de permanência.

Após a apresentação do cenário, os entrevistados foram apresentados a um valor sorteado aleatoriamente entre 1, 5, 15, 30, 50, 70, 160 e perguntados se estariam dispostos a pagá-lo a mais por dia de permanência em um hotel certificado com o selo ambiental. Os entrevistados também foram questionados sobre o valor máximo que estariam dispostos a pagar a mais por dia de permanência nos hotéis certificados.

As variáveis utilizadas neste estudo são apresentadas no Quadro 2. Adicionalmente, foram considerados os fatores calculados a partir das variáveis apresentadas no quadro 1.

Quadro 2 – Variáveis utilizadas no estudo

(continua)

Variável	Descrição
Dap	Valor do lance apresentado ao entrevistado
Ldap	Logaritmo natural do valor do lance apresentado ao entrevistado
Rendapc	Renda <i>per capita</i>
Lrendapc	Logaritmo natural da renda <i>per capita</i>
Sexo	Variável <i>dummy</i> que assume 1 para masculino e 0 para feminino
Idade	Idade do entrevistado
Idade ²	Idade quadrática do entrevistado
Médio completo	Variável <i>dummy</i> que assume 1 se o entrevistado possui ensino médio completo e 0 caso contrário
Superior incompleto	Variável <i>dummy</i> que assume 1 se o entrevistado possui ensino superior incompleto e 0 caso contrário
Superior completo	Variável <i>dummy</i> que assume 1 se o entrevistado possui ensino superior completo e 0 caso contrário
Pós-graduação	Variável <i>dummy</i> que assume 1 se o entrevistado possui pós-graduação e 0 caso contrário
Público	Variável <i>dummy</i> que assume 1 se o entrevistado for servidor público e 0 caso contrário
Privado	Variável <i>dummy</i> que assume 1 se o entrevistado trabalha no setor privado e 0 caso contrário
Liberal	Variável <i>dummy</i> que assume 1 se o entrevistado for profissional liberal e 0 caso contrário

Quadro 2 – Variáveis utilizadas no estudo

(Conclusão)

Variável	Descrição
Aposentado	Variável <i>dummy</i> que assume 1 se o entrevistado for aposentado ou pensionista e 0 caso contrário
Empresário	Variável <i>dummy</i> que assume 1 se o entrevistado for empresário e 0 caso contrário
Selo	Variável <i>dummy</i> que assume 1 se o entrevistado acredita que o selo ambiental aumentaria o interesse das empresas por questões relacionadas à conservação ambiental e 0 caso contrário

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa de campo.

3.2 Modelo tobit

O modelo *tobit* foi utilizado para analisar as variáveis relacionadas ao valor declarado pelo entrevistado relacionado a sua disposição a pagar. Segundo Greene (2003), o modelo *tobit* é definido como:

$$y_i^* = x' \beta + \varepsilon_i \quad (1)$$

em que y_i^* é variável dependente; x é o vetor de variáveis independentes; β é o vetor de parâmetros a serem estimados e ε_i é o termo de erro. Assume-se que y_i^* seja uma variável latente (não observada), podendo ser captada por meio de uma variável y_i , tal que:

$$y_i = \begin{cases} 0 & \text{se } y_i^* \leq 0 \\ y_i^* & \text{se } y_i^* > 0 \end{cases} \quad (2)$$

Adicionalmente, assume-se que $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$.

Dado que $E(x) = x' \beta$, então:

$$E(y_i|x) = \Phi\left(\frac{x' \beta}{\sigma}\right) (x' \beta + \sigma \lambda_i) \quad (3)$$

em que $\Phi(\cdot)$ é a função de distribuição acumulada normal e λ_i é o inverso da razão de Mills, definido como:

$$\lambda_i = \frac{\phi\left(\frac{0 - x' \beta}{\sigma}\right)}{1 - \Phi\left(\frac{0 - x' \beta}{\sigma}\right)} = \frac{\phi\left(\frac{x' \beta}{\sigma}\right)}{\Phi\left(\frac{x' \beta}{\sigma}\right)} \quad (4)$$

em que $\phi(\cdot)$ é a função de densidade de probabilidade normal.

Dado que $\frac{dE(y_i|x)}{dx} = \beta$, o efeito marginal no modelo *tobit* é definido como:

$$\frac{dE(y_i|x)}{dx} = \beta \Phi\left(\frac{x' \beta}{\sigma}\right) \quad (5)$$

O modelo *tobit* é estimado a partir do Método de Máxima Verossimilhança, cuja função de verossimilhança é dada por (Greene, 2003):

$$L = \prod_0 \left[1 - \Phi\left(\frac{x' \beta}{\sigma}\right)\right] \cdot \prod_1 \Phi\left(\frac{x' \beta}{\sigma}\right) \quad (6)$$

em que as estimativas de β são tais que maximizam a função de máxima verossimilhança L .

Adicionalmente, para fins de comparação de resultados, foram estimadas regressões lineares sobre o valor declarado pelo entrevistado. O uso de regressões lineares pode resultar em estimativas inconsistentes ao desconsiderar que a amostra é truncada nos indivíduos que não estão dispostos a pagar e, portanto, não declararam valores associados a suas disposições (Abraham & Gundimeda, 2020; Mwebaze et al., 2018; Taale & Kyeremeh, 2016; Yang et al., 2018).

Realizou-se um ajuste em todos os modelos estimados, retirando de forma interativa as variáveis que não se mostraram estatisticamente significantes a um nível de 10%. Adicionalmente, considerou-se a estimativa robusta dos erros padrão por meio do estimador de Huber/White.

3.3 Procedimentos metodológicos para estimação da DAP representativa

Para estimar o valor representativo da disposição a pagar pelo dia de permanência em hotéis certificados utilizou-se a abordagem sugerida por Hanemann (1984, 1989), que parte das preferências relacionadas ao produto avaliado. Supondo que a função de utilidade desse indivíduo seja definida como:

$$U(s, R - sd, x) \quad (7)$$

em que $U(\cdot)$ é a função de utilidade do indivíduo; s é uma variável dicotômica que representa a decisão de aceitar (1) ou não (0) pagar a mais pela compra em um estabelecimento certificado pelo selo de segurança; R representa a renda do indivíduo; d é o valor do lance associado ao pagamento e x é o vetor dos demais atributos associados a escolha do indivíduo. O termo $R - sd$ representa a renda líquida do consumidor.

O indivíduo aceita pagar o lance d se e somente se:

$$U(1, R - d, x) \geq U(0, R, x) \quad (8)$$

Tomando $U(s, R - sd, x) = v(s, R - sd, x) + \varepsilon_{is}$, em que $v(s, R - sd, x)$ é uma função de utilidade indireta e ε_{is} é um termo de erro, a condição expressa pela Equação (8) passa a ser:

$$\begin{aligned} v(1, R - d_i, x) + \varepsilon_{i1} &\geq v(0, R, x) + \varepsilon_{i0} \\ v(1, R - d_i, x) - v(0, R, x) &\geq \varepsilon_{i0} - \varepsilon_{i1} \\ \Delta v &\geq -\eta_i \end{aligned} \quad (9)$$

em que $\Delta v = v(1, R - d_i, x) - v(0, R, x)$ e $\eta_i = \varepsilon_{i1} - \varepsilon_{i0}$.

Admitindo que $v(s, R - sd_i, x) = \alpha_s + \beta(R - sd_i)$, a Equação (9) pode ser reescrita como:

$$\begin{aligned} \alpha - \beta d_i &\geq -\eta_i \\ \alpha - \beta d_i + \eta_i &\geq 0 \end{aligned} \quad (10)$$

Admitindo que Y seja uma variável dicotômica que indica se o indivíduo aceita (1) ou rejeita (0) pagar o valor do lance d , é possível definir uma função de probabilidade acumulada $\Lambda(\alpha - \beta d)$, de modo que:

$$Prob(Y = 1|s, d) = Prob(\alpha - \beta d_i + \eta_i \geq 0|s, d) = \Lambda(\alpha - \beta d_i) \quad (11)$$

$$Prob(Y = 0|s, d) = 1 - \Lambda(\alpha - \beta d_i) \quad (12)$$

Considerando que $\Lambda(\alpha - \beta d_i)$ seja uma função logística de distribuição acumulada, tem-se que:

$$Probabilidade(Y = 1|s, d) = \Lambda(\alpha - \beta d_i) = \frac{e^{\alpha - \beta d_i}}{1 + e^{\alpha - \beta d_i}} \quad (13)$$

Os parâmetros β da Equação (13) podem ser estimados a partir do modelo *logit*, utilizando o Método de Máxima Verossimilhança, sendo a função de Verossimilhança definida como:

$$L = \prod_{y_i=1} F(x'\beta) \prod_{y_i=0} [1 - F(x'\beta)] = \prod_{i=1}^N \left[\frac{e^{x'\beta}}{1 + e^{x'\beta}} \right]^{y_i} \left[\frac{1}{1 + e^{x'\beta}} \right]^{1-y_i} \quad (14)$$

Foram estimados três modelos *logit*. Como procedimento padrão adotado neste estudo, o primeiro modelo considera todas as variáveis do estudo e o segundo modelo mantém apenas as variáveis que se mostraram estatisticamente significativas a 10%. Nesta etapa, o intuito é verificar a relação entre a probabilidade de o indivíduo aceitar pagar o lance apresentado e as demais variáveis do estudo.

O terceiro modelo, que considera apenas o valor do lance apresentado e o logaritmo da renda *per capita*, foi a base para estimação do valor representativo da disposição a pagar pela permanência em hotéis certificados. O valor médio e o intervalo de confiança dessa disposição a pagar foram estimados a partir de uma simulação de *Monte Carlo*, conforme sugerido em Krinsky; Robb (1986, 1990). Para o uso do método especificamente para o cálculo da disposição a pagar, foram seguidos os procedimentos sugeridos em Haab; McConnell (2002) e operacionalizado em Poe; Giraud; Loomis (2005), Salladarré et al. (2016) e Mwebaze et al. (2018). No presente estudo, foram consideradas 5.000 replicações e um nível de confiança de 99%.

Para fins de estimação dos modelos *logit* foram retiradas as observações classificadas como votos de protesto. Os votos de protesto são caracterizados pela recusa em pagar a DAP por motivos fundamentados na transferência de responsabilidade ou de custos para outros (o próprio estabelecimento ou o governo). Esse padrão indica um comportamento estratégico do entrevistado: mesmo gerando um bem-estar, o entrevistado imputa os custos associados à certificação a outros agentes, tentando se passar por um *free-rider* (Meyerhoff et al., 2014; Salladarré et al., 2016).

Cabe destacar que algumas observações apresentaram inconsistências entre o valor declarado da disposição a pagar e a aceitação do lance apresentado. Essas observações foram retiradas da estimação do modelo *tobit* e das regressões lineares, mas mantidas na estimação do modelo *logit*.

4 RESULTADOS

4.1 Descrição geral da amostra

A amostra apresentou-se equilibrada em relação ao sexo dos entrevistados. A idade média dos entrevistados foi da ordem de 43 anos (com desvio-padrão de 13 anos), sendo o mínimo de 19 anos e o máximo de 73 anos. A renda *per capita* média foi da ordem de R\$ 5.931,56 (com desvio padrão de R\$ 4.927,29), cujos valores mínimos e máximos foram, respectivamente, R\$ 260,00 e R\$ 30.000,00.

Todos os entrevistados possuem ensino formal. A maioria é composta de indivíduos que possuem o ensino superior completo (41%), seguido de pós-graduação (37,5%). Apenas 4% dos entrevistados possuem até o ensino médio incompleto e 11,5% possuem o ensino médio completo como nível de escolaridade máximo. A renda *per capita* média alta e a maior concentração nos níveis mais elevados de escolaridade podem se dever ao fato que o público-alvo da pesquisa consiste nos usuários da rede hoteleira.

A maior parte dos entrevistados trabalha no setor privado (43%), seguido dos servidores públicos (23%) e dos profissionais liberais (13,3%). Os desempregados e estudantes correspondem a 3,5% da amostra. Os empresários e os aposentados correspondem, cada um, a 8,5% da amostra.

Um pouco mais da metade dos entrevistados, cerca de 53,5%, aceitou pagar o valor do lance apresentado e quase metade dos entrevistados que rejeitaram o valor do lance apresentado o fizeram por protesto (cerca de 49,5% dos que recusaram e 23% da amostra).

4.2 Avaliação dos entrevistados quanto as dimensões Atitude, Hábito e Atributo

Cerca de 83% dos entrevistados acreditam que o selo ambiental poderia aumentar o interesse das empresas e estabelecimentos comerciais na conservação dos recursos ambientais. O percentual de entrevistados que declararam estar mais dispostos a se hospedar em hotéis identificados pelo selo ambiental foi da ordem de 96,5%. Os entrevistados foram perguntados sobre que tipo de ações tornariam os hotéis aptos para receber o selo. As opções apresentadas aos entrevistados e os percentuais de respostas são apresentados na tabela 1. É possível constatar que os entrevistados são mais sensíveis às práticas efetivas de sustentabilidade do que às compensações financeiras.

Tabela 1 – Percepção dos entrevistados quanto às ações merecedoras de certificação por meio do selo ambiental (%)

Ação	Sim (%)	Não (%)
Reduzir os impactos ambientais por meio da adoção de práticas ambientalmente sustentáveis em seu estabelecimento.	97,50	2,50
Não reduzir os impactos ambientais de seu estabelecimento, mas contribuir monetariamente para fundos e/ou programas de conservação ambiental.	23,12	76,88
Combinação entre redução de impactos ambientais por meio da adoção de práticas ambientalmente sustentáveis em seu estabelecimento e contribuição monetária para fundos e/ou programas de conservação ambiental.	62,81	37,19

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa de campo.

A tabela 2 apresenta a distribuição percentual dos entrevistados quanto à percepção e avaliação relacionadas às dimensões Atitude, Hábito e Atributo. Na dimensão Atributo, é possível constatar que a avaliação do entrevistado em relação a si mesmo é melhor do que a avaliação que se faz de terceiros (sociedade em geral e empresas). Chama-se a atenção para o fato de que, embora as empresas sejam pior avaliadas do que a sociedade no percentual de *nulo* (8,5% e 5,5%, respectivamente), elas são melhor avaliadas nos percentuais de *médio* e *alto* (considerando respectivamente empresa e sociedade, os percentuais de *médio* foram da ordem de 26,5% e 19,5% e os percentuais de *alto* foram 3% e 2,5%). Em relação aos hábitos, os entrevistados se encontram, em geral, na

posição média. No que se refere à prática de atividades relacionadas à natureza, constata-se uma tendência em direção ao *nulo*, cujo percentual é da ordem de 16,5%.

Tabela 2 – Distribuição percentual dos entrevistados quanto a sua avaliação das dimensões Atitude, Hábito e Atributo

Dimensão	Variável	Escala (%)			
		Nulo (0)	Baixo (1)	Médio (2)	Alto (3)
Atitude	Giqa	0,00	2,00	31,50	66,50
	Epcma	0,50	10,00	47,50	42,00
	Escma	5,50	72,50	19,50	2,50
	Eecma	8,50	62,00	26,50	3,00
	Cmacma	0,00	6,50	12,00	81,50
Hábito	Freqnatu	3,50	28,00	41,00	27,50
	Freqhist	5,50	25,00	42,50	27,00
	Frequeven	2,00	23,50	44,50	30,00
	Ativnatu	16,50	29,00	30,50	24,00
Atributo	Atprec	4,00	2,00	47,00	47,00
	Atqualit	3,00	2,50	24,50	70,00
	Atserv	14,50	26,00	35,50	24,00
	Atloc	3,00	2,50	23,50	71,00
	Atambien	17,50	17,50	27,50	37,50

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa de campo.

Por fim, observa-se que todos os atributos do hotel apresentados aos entrevistados possuem peso *médio* ou *alto* na escolha do entrevistado. Chama-se a atenção para uma maior tendência em direção ao *nulo* dos atributos relacionados aos serviços adicionais e ao comprometimento ambiental do estabelecimento (cerca de 14,5% e 17,5% de *nulos*, respectivamente).

Previamente, foi realizada uma análise de componentes principais sobre as dimensões consideradas neste estudo visando identificar aquelas variáveis com especificidade acima de 40%. A tabela 3 apresenta a análise de componentes principais ajustada, ou seja, retirando-se as variáveis com especificidade acima de 40%. Foram excluídas apenas duas variáveis, Escma e Eacma, ambas da dimensão Atitude. Foram obtidos 5 fatores que explicam as 12 variáveis que restaram.

O fator 1 captura as variáveis relacionadas aos hábitos do entrevistado, sendo denominado de *fator hábito*. O fator 2 capta os atributos do hotel que possuem maior peso na escolha do entrevistado, sendo denominado de *fator atributo mais*. O fator 3 é denominado de *fator atitude* por captar a maior parte das variáveis dessa dimensão (excetua-se apenas a variável Cmacma). O fator 4 capta os atributos do hotel de menor peso sobre a escolha do entrevistado, sendo denominado de *fator atributo menos*. Por fim, o fator 5 capta apenas a variável de importância da criação e manutenção de áreas de conservação ambiental, sendo denominada de *fator conservação*. Embora represente apenas uma variável, este fator será mantido para fins de estimação com o intuito de padronizar as escalas referentes às dimensões Atitude, Hábito e Atributo.

Tabela 3 – Cargas fatoriais e especificidade associadas às dimensões Atitude, Hábito e Atributo ajustado para especificidade igual ou inferior a 40%

Dimensão	Variável	Fatores					Espec.
		1	2	3	4	5	
Atitude	Giqa	0,24	-0,11	0,66	0,15	0,40	0,31
	Epcma	0,22	0,20	0,76	-0,09	-0,10	0,32
	Cmacma	-0,06	0,00	0,03	0,02	0,94	0,12
	Freqnatu	0,79	-0,07	0,15	0,09	-0,11	0,32
Hábito	Freqhist	0,73	0,06	0,32	-0,01	0,05	0,37
	Frequeven	0,66	0,45	-0,18	0,04	0,17	0,29
	Ativnatu	0,68	-0,21	0,18	0,25	-0,06	0,40
	Atprec	-0,05	0,80	0,00	-0,12	-0,05	0,34
Atributos	Atqualit	0,00	0,72	-0,04	0,45	0,16	0,26
	Atserv	0,15	0,15	-0,11	0,84	0,06	0,24
	Atloc	0,02	0,73	0,32	0,24	-0,10	0,31
	Atambien	0,14	0,06	0,51	0,66	-0,06	0,28

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa de campo.

Nota: Matriz rotacionada utilizando o método *Varimax* e a normalização de *Kaiser*.

Os cinco fatores extraídos da análise ajustada explicam 70,4% da variância total e o teste de alfa de *Cronbach* foi calculado em 0,72 indica que o instrumento pode ser considerado como consistente. O teste de esfericidade de *Bartlett*, da ordem de valor $\chi^2(66)=576,4$, indica que a hipótese nula de que não há correlação entre as variáveis pode ser rejeitada com um nível de confiança de 99%. A estatística KMO, da ordem de 70%, indica uma adequação média da análise de componentes principais.

4.3 Determinantes do valor declarado de disposição a pagar a mais: modelo de regressão linear versus modelo *tobit*

A tabela 4 apresenta as estimativas dos modelos *tobit* e de regressão linear considerando o valor de disposição a pagar declarado pelo entrevistado. Os modelos ajustados correspondem a retirada interativa das estimativas com níveis de significância estatística acima de 10%. As regressões lineares estimadas nas duas últimas colunas desconsideraram os valores nulos.

Observa-se um efeito positivo do logaritmo do lance apresentado ao entrevistado sobre o valor declarado, sendo este efeito significativo estatisticamente a 5% no modelo *tobit* e 1% nos modelos lineares. Esse resultado sugere que os lances apresentados podem ter influenciado os valores de disposição a pagar declarados pelos entrevistados. Salazar; Oerlemans (2016) encontraram um efeito estatisticamente significativo, porém negativo, entre o valor declarado para o produto certificado (variável dependente) e o valor declarado para o produto não certificado.

O melhor ajuste para todos os modelos ocorreu com a renda per capita (em detrimento à renda pessoal ou renda familiar, em nível ou em logaritmo), tendo um efeito positivo e estatisticamente significativo a 5% em todos os modelos. Esse resultado pode indicar que o selo ambiental é um bem normal. Wu et al. (2012) encontraram um efeito positivo e estatisticamente significativo da renda sobre o valor da disposição a pagar apenas para os níveis médios e altos de renda. Carvalho Júnior et al. (2016), utilizando faixas de renda e o Modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), encontraram um efeito positivo.

A variável sexo apresentou um efeito estatisticamente significativo apenas na regressão linear sem valores nulos, indicando que os homens estão dispostos a pagar um valor maior do que as mulheres. Wu et al. (2012) não encontrou significância estatística para essa variável. Salazar; Oerlemans (2016) e Carvalho Júnior et al. (2016) observaram um efeito significativo oposto: a mulher está mais disposta a pagar pelo produto certificado.

A idade apresentou significância estatística apenas no modelo *tobit*, refletindo uma relação inversa com o valor declarado. Salazar; Oerlemans (2016) encontraram um efeito positivo e significativo a 10% em um dos modelos estimados, não havendo significância estatística nos demais modelos. Wu et al. (2012) e Carvalho Júnior et al. (2016) não encontraram efeito estatisticamente significativo da idade sobre a disposição a pagar.

As variáveis de escolaridade não apresentam significância estatística nos modelos estimados, estando de acordo com os resultados encontrados em Salazar; Oerlemans (2016), Wu et al. (2012) e Carvalho Júnior et al. (2016).

Em relação às variáveis de ocupação, apenas os servidores públicos, funcionários do setor privado e liberais apresentaram significância estatística, o que ocorreu apenas no modelo linear sem os valores nulos, sendo de 1% para o primeiro e 10% para os demais. De acordo com as estimativas, os profissionais liberais pagariam mais, seguido dos funcionários públicos e dos empregados privados.

O fato de o entrevistado acreditar ou não que o selo ambiental tornaria as empresas mais interessadas na conservação ambiental não possui significância estatística nos modelos estimados.

Os fatores que captam as dimensões de Atitude, Hábito e Atributos não foram estatisticamente significativos nos modelos estimados. Salazar; Oerlemans (2016), Abraham; Gundimeda (2020) e Wu et al. (2012) encontraram efeitos estatisticamente significativos de variáveis que captam a percepção e atitude dos entrevistados, bem como atributos do produto, sobre a disposição a pagar.

Chama-se a atenção para o fato de que o coeficiente *sigma* dos modelos *tobit* é estatisticamente significativo a 1%, indicando que não considerar que a amostra seja truncada pode tornar as estimativas inconsistentes.

Tabela 4 – Estimativas do modelo tobit e dos modelos de regressão linear sobre o valor da disposição a pagar declarado pelo entrevistado

Variáveis	Modelo tobit				Modelo linear com valores nulos				Modelo linear sem valores nulos			
	Geral		Ajustado ¹		Geral		Ajustado ¹		Geral		Ajustado ¹	
	Coef. (Erro padrão ²)											
Ldap	1,703	** (0,837)	1,624	** (0,813)	2,060	*** (0,751)	2,076	*** (0,677)	3,484	*** (0,872)	3,321	*** (0,766)
Rendapc	0,0008	** (0,0004)	0,0010	** (0,0004)	0,001	** (0,0004)	0,0009	** (0,0004)	0,0006	(0,0004)	0,0007	** (0,0003)
Sexo	-0,304	(3,452)	-	-	1,394	(3,113)	-	-	3,833	(3,567)	6,369	** (3,381)
Idade	-2,568	*** (0,856)	-0,236	** (0,137)	-2,016	*** (0,712)	-	-	-1,510	** (0,797)	-	-
Idade ²	0,026	** (0,01)	-	-	0,021	** (0,009)	-	-	0,016	(0,01)	-	-
Médio completo	-0,964	(8,583)	-	-	-1,873	(6,187)	-	-	-2,823	(6,799)	-	-
Superior incompleto	1,997	(8,906)	-	-	1,522	(6,326)	-	-	0,647	(7,002)	-	-
Superior completo	8,025	(6,722)	-	-	4,529	(4,447)	-	-	-0,751	(4,181)	-	-
Pós-graduação	11,811	** (6,984)	-	-	7,462	(4,75)	-	-	2,131	(4,463)	-	-
Público	8,757	(8,377)	-	-	11,909	(7,974)	-	-	18,247	** (7,897)	12,639	*** (3,774)
Privado	8,195	(8,053)	-	-	9,511	(7,952)	-	-	12,013	(7,624)	5,777	** (2,789)
Liberal	17,112	** (8,889)	-	-	17,833	** (8,793)	-	-	21,950	*** (8,317)	12,987	** (6,518)
Aposentado	4,869	(9,233)	-	-	7,308	(8,349)	-	-	11,582	(8,527)	-	-
Empresário	9,667	(8,21)	-	-	8,846	(7,921)	-	-	9,082	(7,638)	-	-
Selo	0,936	(3,872)	-	-	0,083	(3,177)	-	-	-1,187	(3,407)	-	-
Fator 1	0,563	(1,497)	-	-	0,816	(1,314)	-	-	1,970	(1,503)	-	-
Fator 2	-3,121	(2,846)	-	-	-3,034	(2,785)	-	-	-3,602	(3,173)	-	-
Fator 3	0,233	(1,493)	-	-	0,604	(1,296)	-	-	0,759	(1,306)	-	-
Fator 4	1,776	(1,887)	-	-	1,934	(1,67)	-	-	2,599	(2,086)	-	-
Fator 5	-2,229	(1,573)	-	-	-1,440	(1,376)	-	-	-0,157	(1,323)	-	-
Constante	42,286	** (18,422)	10,955	(7,518)	33,504	** (15,332)	3,248	(3,094)	23,127	(15,795)	-5,280	(3,969)
Sigma	17,710	*** (1,981)	18,859	*** (2,374)	-	-	-	-	-	-	-	-
Observações		144		144		144		144		114		114
Pseudo R ² (tobit)		0,03		0,01		0,22		0,09		0,32		0,24
R ² Ajustado (linear)												
Estatística F		***2,19		***4,28		***2,4		***5,14		***3,41		***5,2

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa de campo.

Nota: *** significância de 1%; ** significância de 5%; * significância de 10%

4.4 Determinantes da disposição a pagar e o valor monetário do selo ambiental: estimativas do modelo *logit*

As estimativas do modelo *logit* são apresentadas na tabela 5. A Dap apresenta um efeito negativo e estatisticamente significativo a 1% sobre a probabilidade de se aceitar o lance apresentado. Esse comportamento indica que o selo ambiental é um bem comum, ou seja, sua demanda é negativamente relacionada ao preço.

O modelo obteve um melhor ajuste com a variável de renda *per capita* logaritmizada, sendo o efeito positivo e significativo a 5% nos modelos ajustados. Esse resultado corrobora com as estimativas do modelo *tobit* e das regressões lineares, reforçando a evidência de que o selo ambiental é um bem normal. Efeito significativo e positivo também é observado em Yau (2012), que considera uma variável categórica para captar níveis de renda. Salladarré et al. (2016), Haghiri (2014) observaram um efeito positivo e estatisticamente significativo para níveis elevados de renda. Park et al. (2020) não encontraram efeito estatisticamente significativo dessa variável.

A variável sexo não se mostrou estatisticamente significativo a 10%, de modo similar ao resultado encontrado em Yau (2012) e Haghiri (2014). Salladarré et al. (2016) encontraram uma maior propensão a pagar dos homens. Já Park et al. (2020) encontraram uma maior propensão a aceitar das mulheres em relação aos homens. A idade não se mostrou estatisticamente significativa a 10%, estando de acordo com os resultados encontrados em Yau (2012) e Salladarré et al. (2016). Park et al. (2020) encontraram uma relação positiva entre idade e probabilidade de aceitação do valor apresentado.

Quanto à escolaridade, os resultados apontam para uma menor propensão a aceitar o lance apresentado por parte dos indivíduos com nível superior incompleto, sendo estatisticamente significativo a 5%. Yau (2012), Salladarré et al. (2016), Haghiri (2014) e Park et al. (2020) não encontraram efeito estatisticamente significativo dessa variável sobre a disposição a pagar dos indivíduos.

Tabela 5 – Estimativas do modelo *logit* sobre a aceitação ou não do valor do lance apresentado ao entrevistado

Variáveis	Geral		Ajustado 1 ¹		Ajustado 2 ²	
	Coef.	(Erro padrão ³)	Coef.	(Erro padrão ³)	Coef.	(Erro padrão ³)
Dap	-0,042	*** (0,008)	-0,041	*** (0,009)	-0,030	*** (0,008)
Lrendapc	0,595	(0,41)	0,770	** (0,409)	0,610	** (0,312)
Sexo	0,348	(0,572)	-	-	-	-
Idade	0,057	(0,162)	-	-	-	-
Idade ²	-0,001	(0,002)	-	-	-	-
Médio completo	-0,002	(1,706)	-	-	-	-
Superior Incompleto	-1,475	(1,547)	-1,484	** (0,829)	-	-
Superior Completo	0,107	(1,502)	-	-	-	-
Pós-graduação	0,320	(1,478)	-	-	-	-
Público	0,522	(1,277)	-	-	-	-
Privado	0,195	(1,027)	-	-	-	-
Liberal	0,478	(1,215)	-	-	-	-
Aposentado	-0,541	(1,389)	-	-	-	-
Empresário	0,307	(1,204)	-	-	-	-
Selo	2,407	*** (0,619)	2,566	*** (0,519)	-	-
Fator 1	0,191	(0,306)	-	-	-	-
Fator 2	-0,209	(0,219)	-	-	-	-
Fator 3	0,457	(0,295)	0,471	** (0,243)	-	-
Fator 4	0,159	(0,253)	-	-	-	-
Fator 5	-0,690	** (0,344)	-0,632	** (0,306)	-	-
Constante	-5,805	(5,031)	-5,559	(3,425)	-3,117	(2,554)
Observação		148		148		148
Pseudo R ²		0,49		0,46		0,27
Estatística Wald		***68,33		***46,2		***14,51
R ² McFadden Ajustado		0,26		0,39		0,24
Sensibilidade (%)		91,00		91,00		94,00
Especificidade (%)		75,00		70,83		43,75
Acurácia (%)		85,81		84,46		77,70
Área sob a curva ROC		0,93		0,92		0,87

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa de campo.

(1) Mantida as estimativas estatisticamente significativas a 10%.

(2) Modelo utilizado para a estimação do valor representativo da Dap. (3) Erro padrão robusto.

Nota: *** significância de 1%; ** significância de 5%; * significância de 10%.

As variáveis que captam a ocupação do indivíduo não apresentaram significância estatística.

Os indivíduos que consideram que o selo ambiental aumentaria o interesse das empresas em questões de conservação ambiental estão mais propensos a aceitar o lance apresentado, sendo a estimativa significativa estatisticamente a 5%. Yau (2012) encontra uma relação positiva e estatisticamente significativa entre a disposição a pagar e o grau de importância que o entrevistado atribui à certificação ambiental.

Dos cinco fatores que captam as dimensões de Atitudes, Hábitos e Atributos, dois apresentaram significância estatística. O *fator atitude* (fator 3) possui um efeito positivo e estatisticamente significativa a 5% no modelo ajustado. O fator 5 (*fator conservação*) possui efeito negativo significativo estatisticamente a 5% em ambos os modelos estimados. Haghiri (2014) encontrou efeitos estatisticamente significativos de variáveis que captam preferências e hábitos dos consumidores sobre sua disposição a pagar.

A tabela 6 apresenta as estimativas de efeito marginal, para as variáveis contínuas, e *odds ratio*, para as variáveis dicotômicas, associadas ao modelo *logit*.

Tabela 6 – Estimativas de efeito marginal e odds ratio a partir do modelo *logit*

Variáveis	Geral		Ajustado 1 ¹		Ajustado 2 ²	
	Efeito Marginal ³	(Erro Padrão ⁴)	Efeito Marginal ³	(Erro Padrão ⁴)	Efeito Marginal ³	(Erro Padrão ⁴)
Dap	-0,004	***(0,001)	-0,004	***(0,001)	-0,004	***(0,001)
Rendapc	0,485	(0,328)	0,672	** (0,337)	0,744	** (0,352)
Sexo	0,001	(0,004)	-	-	-	-
Idade	0,001	(0,172)	-	-	-	-
Médio completo	0,998	(1,702)	-	-	-	-
Superior Incompleto	0,229	(0,354)	0,227	** (0,188)	-	-
Superior Completo	1,112	(1,671)	-	-	-	-
Pós-graduação	1,378	(2,036)	-	-	-	-
Público	1,686	(2,154)	-	-	-	-
Privado	1,216	(1,249)	-	-	-	-
Liberal	1,612	(1,959)	-	-	-	-
Aposentado	0,582	(0,809)	-	-	-	-
Empresário	1,360	(1,637)	-	-	-	-
Selo	0,019	(0,03)	-	-	-	-
Selo	11,103	*** (6,877)	13,009	*** (6,757)	-	-
Fator 1	-0,021	(0,021)	-	-	-	-
Fator 2	0,045	(0,029)	0,050	** (0,026)	-	-
Fator 3	0,016	(0,025)	-	-	-	-
Fator 4	-0,068	** (0,032)	-0,067	** (0,03)	-	-

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa de campo.

Notas: (1) Mantida as estimativas estatisticamente significativas a 10%. (2) Modelo utilizado para a estimação do valor representativo da Dap. (3) *Odds ratio* para o caso das variáveis dicotômicas. (4) Erro padrão robusto.

*** significância de 1%; ** significância de 5%; * significância de 10%.

A tabela 7 apresenta as estimativas do valor representativo associado à disposição a pagar a mais pelo dia de permanência em hotéis certificados com o selo ambiental. Pode-se observar que a estimativa obtida pelo método de *Krinsky-Robb* é superior as estimativas obtidas a partir da média aritmética dos valores declarados pelos entrevistados.

Tabela 7 – Estimativas do valor da disposição a pagar a mais pelo dia de permanência em hotéis certificados com o selo ambiental: intervalo de confiança de 99%

Método de Estimação	Valor	Borda inferior ¹	Borda superior ¹
<i>Krinsky-Robb</i>	66,18	45,25	173,02
Média do valor declarado (todos) ²	14,86	11,11	18,61
Média do valor declarado (não nulos) ^{2,3}	18,92	14,62	23,22

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa de campo.

Nota: (1) Intervalo de confiança de 99%. (2) Corresponde ao valor da média aritmética dos valores declarados pelos entrevistados. (3) Foram excluídos os valores nulos.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo se propôs a estudar a disposição a pagar dos consumidores em relação ao dia de permanência em hotéis com certificação ambiental em detrimento de estabelecimentos não certificados. Os entrevistados foram apresentados a um cenário em que os hotéis que adotassem práticas de conservação ambiental poderiam ser certificados por um selo ambiental.

Os resultados sugerem uma postura otimista dos indivíduos em relação ao selo ambiental: a quase totalidade dos entrevistados declararam estar mais dispostos a se hospedar em estabelecimentos com a certificação em relação aos não certificados (96%) e uma ampla maioria acredita que o selo ambiental poderia tornar os estabelecimentos mais interessados em questões de conservação ambiental (83%).

Os entrevistados também se mostraram mais sensíveis às ações concretas de conservação ambiental e sustentabilidade do que compensações monetárias. Adicionalmente, os entrevistados avaliam melhor seu próprio esforço de conservação ambiental do que o esforço de terceiros. Quanto à escolha do hotel, a análise de componentes principais indicou que os serviços prestados pelo hotel (piscina, academia, sauna etc.) e o comprometimento ambiental do hotel são atributos fortemente correlacionados.

Um pouco mais da metade dos entrevistados aceitou pagar o valor do lance apresentado (53,5%) e um pouco menos da metade dos que recusaram pagar o valor apresentado foram classificados como votos de protesto.

As estimativas obtidas pelo modelo *tobit* sugerem que o valor de disposição a pagar a mais declarado pelo entrevistado é afetado pela idade e renda *per capita* do entrevistado. Verificou-se, ainda, uma influência positiva do valor do lance apresentado para o entrevistado sobre o valor declarado. A regressão linear mostrou significância estatística de variáveis relacionadas a ocupação do entrevistado e para o maior nível de escolaridade, além das variáveis mencionadas para o modelo *tobit*. No entanto, chama-se a atenção para possível inconsistência das estimativas geradas pelas regressões lineares por desconsiderar que a amostra é truncada.

As estimativas do modelo *logit* sugerem que a decisão de aceitar ou não o valor do lance apresentado é afetado por uma gama maior de variáveis em relação à decisão de qual valor declarar. Além do valor do lance apresentado e da renda *per capita* do entrevistado, a decisão de aceitar ou não é afetada por nível de escolaridade (negativo para superior incompleto) e a avaliação da importância do selo ambiental (positivo), além dos fatores que captam a percepção e hábitos dos entrevistados e atributos do hotel.

Esses resultados evidenciam que o processo de decisão associado a aceitar ou não pagar a mais pode ser distinto do processo de decisão de estabelecer o valor que será pago.

O valor médio de disposição a pagar a mais por dia de permanência em um hotel certificado com o selo ambiental é de R\$ 66,18.

REFERÊNCIAS

- Abraham, P. S., & Gundimeda, H. (2020). Greening offices: Willingness to pay for green-certified office spaces in Bengaluru, India. *Environment, Development and Sustainability*, 22(3), 1839–1857. <https://doi.org/10.1007/s10668-018-0265-1>
- Araújo, A. F. V. de, Paixão, A. N. da, Finco, F. D. B. A., & Ramos, F. (2007). Caracterização da demanda por alimentos artesanais: uma aplicação do método de avaliação contingente na valoração do selo de origem de palmas-to. *Amazônia: Ciência & Desenvolvimento*, 3(5), 45–64.
- Araújo, A. F. V. de, & Ramos, F. S. (2005). A Influência das Observações não Representativas e dos Votos de Protesto na Avaliação de Ativos Ambientais: o método de avaliação contingente. *Revista Econômica Do Nordeste*, 36(4), 626–641.
- Bento, V. J. da. (2011). *Eco-Hotéis e Rótulos Ecológicos: um estudo das atitudes e motivações dos turistas Portugueses*. Dissertação (Mestrado em Economia e Gestão do Ambiente). Faculdade de Economia – Universidade do Porto.
- Birol, E., Karandikar, B., Roy, D., & Torero, M. (2015). Information, Certification and Demand for Food Safety: Evidence from an In-store Experiment in Mumbai. *Journal of Agricultural Economics*, 66(2), 470–491. <https://doi.org/10.1111/1477-9552.12089>

- Blumenschein, K., Johannesson, M., Yokoyama, K. K., & Freeman, P. R. (2001). Hypothetical versus real willingness to pay in the health care sector: results from a field experiment. *Journal of Health Economics*, 20, 441–457.
- Brasil. Ministério do Trabalho e do Emprego. (2016). *Número de empregos formais segundo municípios da Paraíba em 31/12 no ano de 2015 por CNAE 2.0*. <http://bi.mte.gov.br/scripts10/dardoweb.cgi>
- Brasil. Ministério do Turismo. (2015). *Índice de Competitividade do Turismo Nacional*.
- Brito, J., & Paiva, G. M. C. (2020). Valoração contingente como instrumento para análise socioambiental do valor de acesso: o caso do Parque das Andreas em Pacatuba (CE). *Revista Brasileira de Ecoturismo (RBEcotur)*, 13(2), 240–254. <https://doi.org/10.34024/rbecotur.2020.v13.10212>
- Carvalho Júnior, L. C. de, Marques, M. de M., & Freire, F. de S. (2016). Mensuração de ativos culturais: aplicação do método do custo de viagem e método de valoração contingente no Memorial Darcy Ribeiro. *Revista Brasileira de Pesquisa Em Turismo*, 10(2), 394–413. <https://doi.org/10.7784/rbtur.v10i2.1081>
- Collins, M., & Curtis, J. (2018). Rental tenants' willingness-to-pay for improved energy efficiency and payback periods for landlords. *Energy Efficiency*, 11(8), 2033–2056. <https://doi.org/10.1007/s12053-018-9668-y>
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297–334. <https://doi.org/10.1007/BF02310555>
- Delmond, A. R., McCluskey, J. J., Yormirzoev, M., & Rogova, M. A. (2018). Russian consumer willingness to pay for genetically modified food. *Food Policy*, 78(March), 91–100. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2018.02.004>
- Empresa Paraibana de Turismo. (2017a). *Boletim de Ocupação Hoteleira*. Diretoria de Economia e Fomento, Subcoordenadoria de Estatística. Acesso: mar. 2017.
- Empresa Paraibana de Turismo. (2017b). *Ficha Nacional de Registro de Hóspedes*. Diretoria de Economia e Fomento, Subcoordenadoria de Estatística. Acesso: mar. 2017.
- Empresa Paraibana de Turismo. (2017c). *Oferta Hoteleira da Paraíba - Ano 2016*. Diretoria de Economia e Fomento, Subcoordenadoria de Estatística. Acesso: mar. 2017.
- Greene, W. H. (2003). *Econometric Analysis* (8th ed.). Pearson Education.
- Gutiérrez-Castro, A. I., Torruco Gómez, D., Fraga, J., González Solis, M. A., Hernández Flores, Á., & Bonilla Gerardo, O. V. (2015). ¿Cuál es el valor del patrimonio marino de un área arrecifal protegida?: El contexto del Sistema Arrecifal Mesoamericano. *PASOS Revista de Turismo y Patrimonio Cultural*, 13(1), 9–24. <https://doi.org/10.25145/j.pasos.2015.13.001>
- Haab, T. C., & McConnell, K. E. (2002). *Valuing Environmental and Natural Resources: the econometrics of non-market valuation*. Edward Elgar Publishing.
- Haghiri, M. (2014). An evaluation of consumers' preferences for certified farmed Atlantic salmon. *British Food Journal*, 116(7), 1092–1105. <https://doi.org/10.1108/BFJ-11-2012-0289>
- Hanemann, W. M. (1984). Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses. *American Journal of Agricultural Economics*, 66(3), 332–341. <https://doi.org/10.2307/1240800>
- Hanemann, W. M. (1989). Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Response Data: Reply. *American Journal of Agricultural Economics*, 71(4), 1057–1061. <https://doi.org/10.2307/1242685>
- Kaiser, M. O. (1974). Kaiser-Meyer-Olkin measure for identity correlation matrix. *Journal of the Royal Statistical Society*.
- Krinsky, I., & Robb, A. L. (1986). On Approximating the Statistical Properties of Elasticities. *The Review of Economics and Statistics*, 68(4), 715. <https://doi.org/10.2307/1924536>
- Krinsky, I., & Robb, A. L. (1990). On Approximating the Statistical Properties of Elasticities: A Correction. *The Review of Economics and Statistics*, 72(1). <https://doi.org/10.2307/2109761>
- Lee, C. K., & Han, S. Y. (2002). Estimating the use and preservation values of national parks' tourism resources using a contingent valuation method. *Tourism Management*, 23(5), 531–540. [https://doi.org/10.1016/S0261-5177\(02\)00010-9](https://doi.org/10.1016/S0261-5177(02)00010-9)
- Likert, R. (1932). A technique for the measurement of attitudes. *Archives of Psychology*, 22 140, 55.
- Medeiros, M. de L., Machado, D. F. C., Passador, J. L., Passador, C. S. (2012). Adoção da certificação LEED em meios de hospedagem: esverdeando a hotelaria?. *Revista de Administração de Empresas*, 52(2), 179–192.

- Meyerhoff, J., Mørkbak, M. R., & Olsen, S. B. (2014). A Meta-study Investigating the Sources of Protest Behaviour in Stated Preference Surveys. *Environmental and Resource Economics*, 58(1), 35–57. <https://doi.org/10.1007/s10640-013-9688-1>
- Mwebaze, P., Bennett, J., Beebe, N. W., Devine, G. J., & De Barro, P. (2018). Economic Valuation of the Threat Posed by the Establishment of the Asian Tiger Mosquito in Australia. *Environmental and Resource Economics*, 71(2), 357–379. <https://doi.org/10.1007/s10640-017-0158-z>
- Nembrini, S., Ceretti, E., Gelatti, U., Castaldi, S., Schulz, P. J., Levaggi, R., Auxilia, F., & Covolo, L. (2020). Willingness to pay for risky lifestyles: results from the Pay for Others (PAY40) study, Italy. *Public Health*, 182, 179–184. <https://doi.org/10.1016/j.puhe.2020.01.022>
- Park, S., Chung, N., & Lee, W. S. (2020). Preserving the culture of jeju haenyeo (Women divers) as a sustainable tourism resource. *Sustainability (Switzerland)*, 12(24), 1–11. <https://doi.org/10.3390/su122410564>
- Park, S. Y., Lee, W. S., Moon, J., & Heo, J. (2019). Examination of Chinese cruise tourists' attributes using a choice experiment. *Sustainability (Switzerland)*, 11(13), 1–16. <https://doi.org/10.3390/su11133621>
- Pezeta, Y. F. (2016). Sustentabilidade na hotelaria. *Revista Hotéis*, 15(159).
- Pinto, S. R., Coqueiro, A. C., Burkowski, R., & Silva, F. B. (2019). Valoração dos Serviços Ecosistêmicos Culturais: mensuração econômica do Bumba meu Boi do Maranhão. *Revista Brasileira de Ecoturismo (RBEcotur)*, 12(5), 736–756. <https://doi.org/10.34024/rbecotur.2019.v12.6800>
- Poe, G. L., Giraud, K. L., & Loomis, J. B. (2005). Computational methods for measuring the difference of empirical distributions. *American Journal of Agricultural Economics*, 87(2), 353–365. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8276.2005.00727.x>
- Roque, H., Veloso, A., & Ferreira, P. L. (2016). Portuguese version of the EUROPEP questionnaire: Contributions to the psychometric validation. *Revista de Saude Publica*, 50, 1–7. <https://doi.org/10.1590/S1518-8787.2016050006259>
- Salazar, H. A., & Oerlemans, L. (2016). Do We Follow the Leader or the Masses? Antecedents of the Willingness to Pay Extra for Eco-Products. *Journal of Consumer Affairs*, 50(2), 286–314. <https://doi.org/10.1111/joca.12074>
- Salladarré, F., Brécard, D., Lucas, S., & Ollivier, P. (2016). Are French consumers ready to pay a premium for eco-labeled seafood products? A contingent valuation estimation with heterogeneous anchoring. *Agricultural Economics (United Kingdom)*, 47(2), 247–258. <https://doi.org/10.1111/agec.12226>
- Salvati, S. S. (2001). *Certificação em Ecoturismo: lições mundiais e recomendações para o Brasil*. WWF-Brasil.
- Souza, C. A de, Alvares, R. C. S. (2014). A percepção do cliente dos meios de hospedagem pioneiros na certificação sustentável no Brasil: NBR 15401:2006. *Revista Turismo: Estudos & Práticas (RTEP/UERN)*, 3(2), 60-76.
- Taale, F., & Kyeremeh, C. (2016). Households' willingness to pay for reliable electricity services in Ghana. In *Renewable and Sustainable Energy Reviews* (v. 62, pp. 280–288). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2016.04.046>
- Tandon, D., & Mehra, Y. S. (2017). Impact of Ownership and Size on Operational Risk Management Practices: A Study of Banks in India. *Global Business Review*, 18(3), 795–810. <https://doi.org/10.1177/0972150917692207>
- Viegas, M. M. A. (2008). Instrumentos de Turismo Sustentável Práticas Ambientais no Sector Hoteleiro do Algarve. *Journal dos Algarves*, 17.
- Viglia, G., & Dolnicar, S. (2020). A review of experiments in tourism and hospitality. *Annals of Tourism Research*, 80 (August 2019), 1–15. <https://doi.org/10.1016/j.annals.2020.102858>
- Wicaksana, A. L., & Wang, S. T. (2018). Psychometric Testing of the Indonesian Version of Dietary Sodium Restriction Questionnaire Among Patients with Hypertension. *Asian Nursing Research*, 12(4), 279–285. <https://doi.org/10.1016/j.anr.2018.10.005>
- Wu, L., Xu, L., Zhu, D., & Wang, X. (2012). Factors Affecting Consumer Willingness to Pay for Certified Traceable Food in Jiangsu Province of China. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 60(3), 317–333. <https://doi.org/10.1111/j.1744-7976.2011.01236.x>
- Yang, X., Cheng, L., Yin, C., Lebailly, P., & Azadi, H. (2018). Urban residents' willingness to pay for corn straw burning ban in Henan, China: Application of payment card. *Journal of Cleaner Production*, 193(2), 471–478. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2018.05.066>

- Yau, Y. (2012). Eco-labels and willingness-to-pay: A Hong Kong study. *Smart and Sustainable Built Environment*, 1(3), 277–290. <https://doi.org/10.1108/20466091211287146>
- Zambonim, F. M. (2002). *Gestão e certificação ambiental para hotéis: ferramentas para promoção do turismo sustentável*. Dissertação (Mestrado em Engenharia Ambiental). Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis.

Informações dos Autores

Adriano Firmino Valdevino de Araújo

Doutor em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco. Professor Associado do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba.

Contribuições: Concepção da pesquisa, revisão da literatura, coleta de dados, análise de dados e discussão.

E-mail: afva@academico.ufpb.br

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-5094-2894>

Gabriella da Silva Cavalcanti

Mestra em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Norte. Pesquisadora-Bolsista do Instituto de Desenvolvimento Sustentável e Meio Ambiente (IDEMA) e da Fundação de Apoio à Pesquisa do RN (FAPERN).

Contribuições: Concepção da pesquisa, revisão da literatura, coleta de dados, análise de dados e discussão.

E-mail: gabriella_s.cavalcanti@hotmail.com

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3094-4945>