

USO DA TEORIA DOS LEILÕES NA DETERMINAÇÃO DA DISPONIBILIDADE A PAGAR POR PRODUTOS TECNOLÓGICOS: uma análise experimental¹

Marcos Antônio de Brito²

Wilson da Cruz Vieira³

Eliane Pinheiro de Sousa⁴

Resumo: Este trabalho teve como objetivo testar a validade de hipóteses e teoremas da teoria dos leilões a partir de dados de experimentos realizados com estudantes de graduação e pós-graduação da Universidade Federal de Viçosa (UFV) e da Universidade Regional do Cariri (URCA) na avaliação de produtos tecnológicos e verificar se a utilização de uma âncora como os três primeiros dígitos do CPF influencia no momento da avaliação de um produto e se a informação é importante quando se avalia um bem. O foco da pesquisa foram cinco produtos eletrônicos (*pendrive*, câmera digital, celular, relógio e porta-retrato digital). As hipóteses foram testadas mediante o teste de igualdade de médias, bem como pela utilização de regressão linear simples sem constante e de um modelo de regressões aparentemente não-correlacionadas (SUR). Os resultados

¹ Os autores agradecem os comentários e sugestões de um parecerista anônimo.

² Doutorando em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). Professor Adjunto da Universidade Regional do Cariri (URCA). E-mail: marcos.brito@ufv.br

³ Professor Associado do Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: wvieira@ufv.br

⁴ Doutora em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). Professora Adjunta da Universidade Regional do Cariri (URCA). E-mail: pinheiroeliane@hotmail.com

evidenciaram a ocorrência da “maldição do leiloeiro” em todos os experimentos; a validade do teorema da equivalência de receitas em mais da metade dos experimentos; os participantes nos experimentos de leilões na UFV mostraram maior disponibilidade a pagar pelos bens, exceto pelo *pendrive*; e o CPF funciona como âncora para a avaliação dos produtos, principalmente aqueles cujo valor é de 3 dígitos.

Palavras-chave: Produtos Tecnológicos; Experimentos; Leilões; SUR.

Abstract: This paper aimed to test the validity of hypotheses and theorems of the theory of auctions from data of experiments conducted with undergraduate and graduate students of the Federal University of Viçosa (UFV) and the Regional University of Cariri (URCA) in the evaluation of technological products and to verify if the use of an anchor as the first three digits of the CPF influences at the time of the evaluation of a product and whether the information is important when assessing a good. The focus of the research were five electronic products (pen drive, digital camera, mobile phone, watch and digital frame). The hypotheses were tested using the test of equality of means and by using simple linear regression without constant and a model of seemingly unrelated regressions (SUR). The results indicate the occurrence of the “winner’s curse” in all experiments; the validity of the revenue equivalence theorem by more than half of the experiments; participants in the UFV’s auction experiments showed greater willingness to pay for the goods, except for *pendrive*; and the CPF acts as an anchor for the assessment of products, especially those whose value is of 3 digits.

Key-words: Technological Products; Experiments; Auctions; SUR.

JEL Classification: C13; C72; C93

INTRODUÇÃO

Nas análises teóricas de mercados, seja concorrência perfeita, monopólio ou oligopólio, assume-se que o analista tem pleno conhecimento das curvas de oferta e demanda. Na prática, entretanto, isso não ocorre, ou seja, o ofertante tem informação imperfeita sobre a real demanda de mercado. Apenas os compradores sabem precisamente quanto do bem eles desejam comprar a um dado preço. Para tentar extrair o máximo possível do excedente dos compradores nessas situações, uma alternativa que os ofertantes podem utilizar é a realização de leilões do bem ou mercadoria em questão.

De modo geral, segundo Vanzan (2004), tem havido crescente interesse por leilões, principalmente devido às privatizações que vêm sendo realizadas com o intuito de diminuir o papel do estado na economia. Além das privatizações, diversos governos têm realizado leilões de exploração de reservas petrolíferas, de serviços de telecomunicações, de licenças de telefonia móvel, de TV a cabo, de eletricidade, de permissão de poluição, dentre outros. Outra prática bastante comum dos governos é a realização de leilões de títulos da dívida pública para obter receitas e financiar o déficit público.

Ademais, é comum, em órgãos públicos, a realização de licitações para a execução de obras públicas ou prestação de serviço, onde os licitantes apresentam suas propostas, geralmente em envelope lacrado, e o vencedor é aquele que apresenta a melhor proposta, levando-se em consideração não só o valor, mas a relação custo/benefício. Também o leilão vem sendo muito utilizado por empresas virtuais ou por cidadãos comuns na compra e venda de produtos na internet. Todavia, os leilões mais comuns no mundo são realizados para vendas de obras de arte cujos valores são inestimáveis.

Considerando sua importância no processo de determinação de preços, investigou-se, neste trabalho, alguns aspectos da teoria de leilões aplicados a produtos tecnológicos mediante experimentos realizados em “laboratório”. Estudos dessa natureza foram realizados, por exemplo, por Ariely (2008), que investigou, mediante experimentos, se a pessoa entrevistada estaria disposta a pagar o valor correspondente aos dois últimos números do seguro social por uma garrafa de vinho francês; de forma surpreendente, as pessoas com número de seguro maior fizeram lances maiores e aquelas com números menores fizeram lances menores. Por sua vez, Fernandes, Silva e Silva (2009) realizaram experimentos e constataram que a presença de uma âncora aleatória de preços também influenciou a estimativa de valores de produtos leiloados, ou seja, verificaram que os três últimos números da identidade de estudantes de três instituições de ensino superior exerceram influência na determinação dos preços dos produtos leiloados.

Este trabalho segue a mesma linha dos estudos experimentais citados anteriormente, porém considerou-se como âncora os três primeiros números do CPF, com o intuito de avaliar a influência desta âncora na tomada de decisão no processo de determinação de preços de cinco produtos tecnológicos feita por intermédio de leilões de primeiro e segundo preços. Para isso, foram conduzidos experimentos junto a estudantes de graduação e pós-graduação da Universidade Federal de Viçosa (UFV) e da Universidade Regional do Cariri (URCA). Buscou-se testar se: I) a âncora

aleatória influencia o lance; II) há ocorrência do fenômeno “maldição do vencedor” nesses experimentos; III) a informação minimiza a ocorrência da “maldição do vencedor”; IV) há diferenças entre as médias dos lances dos estudantes nos leilões com informação e sem informação; V) há diferenças entre as médias dos lances dos estudantes nos leilões de primeiro e segundo preços; VI) a receita do leiloeiro é realmente equivalente em leilões de primeiro e segundo preços; assim como VII) identificar os determinantes da disposição a pagar por produtos eletrônicos nos leilões de primeiro e de segundo preços; e VIII) comparar os resultados obtidos entre os estudantes das duas universidades.

Destaca-se que este trabalho não se propôs apenas testar as hipóteses: se existe correlação positiva entre a âncora aleatória de preços e as estimativas de valores, se o efeito informação diminui o fenômeno da “maldição do vencedor” e se a média dos lances nos leilões com informação excede aos leilões sem informação, como fizeram Fernandes, Silva e Silva (2009). Além de avaliar tais hipóteses, este trabalho também buscou testar se a média dos lances nos leilões de segundo preço é maior do que nos leilões de primeiro preço e se a receita do leiloeiro é indiferente nos leilões de primeiro e segundo preços (teorema da equivalência de receitas).

METODOLOGIA

ASPECTOS TEÓRICOS DA TEORIA DOS LEILÕES

Não obstante a prática de leilões vir desde os períodos remotos, na Babilônia antiga, o seu tratamento científico teve início com o trabalho seminal de Vickrey (1961), ou seja, é uma teoria bastante recente, que se beneficiou do desenvolvimento da teoria dos jogos. No que concerne ao conceito de leilão, Menezes e Monteiro (2008, p. 9) o definiram por uma das suas principais propriedades, qual seja: “um mecanismo claro de mercado que iguala demanda e oferta.” Também, de acordo com estes autores, o processo de formação de preços em leilões é explícito e que todas as partes envolvidas têm um bom entendimento de como é determinado o preço final.

Conforme Klemperer (2004), os principais tipos de leilão de um único objeto são: a) leilão ascendente, aberto, oral ou inglês; b) leilão decrescente ou holandês; c) leilão de envelope lacrado de primeiro preço; e d) leilão de envelope lacrado de segundo preço ou Leilão de Vickrey. No leilão ascendente, como o próprio nome sugere, o preço é aumentado até um único participante permanecer no recinto e vencer o leilão. Já o leilão

descendente é o oposto, ou seja, começa com um preço alto e vai diminuindo até o arrematador aceitar o preço. No leilão de envelope lacrado de primeiro preço, o participante dá um único lance, sem saber o lance dos outros concorrentes, então vence o leilão aquele que der o maior lance, pagando o valor do seu próprio lance. Entretanto, o vencedor do leilão de envelope lacrado de segundo preço, apesar de vencer o leilão com o maior lance, paga somente o segundo maior lance.

Segundo Jehle e Reny (2001, p. 378-9),

[...] em um leilão de primeiro-preço, o arrematador tem um incentivo para aumentar sua oferta para obter maiores chances de ganhar o leilão, mas ele tem um incentivo para reduzir sua oferta para baixar o preço que ele paga quando ele ganha. Em um leilão de segundo preço, o segundo efeito é ausente, porque quando o arrematador ganha, o valor que ele paga é independente do seu lance.

Considerando a similaridade e equivalência entre leilão de primeiro preço e o leilão descendente, e leilão de segundo preço e leilão ascendente, Klemperer (2004) prefere referir-se a leilões de primeiro e segundo preço.

Além dos aspectos relacionados à taxonomia e prática de leilões, um ponto que chama bastante atenção diz respeito ao teorema da equivalência de receitas entre os tipos de leilões. De acordo com Menezes e Monteiro (2008, p. 20), “com valores independentes privados, os quatro formatos de leilões analisados, primeiro e segundo preço, holandês e oral, produzem a mesma renda esperada”. Um fato bastante intuitivo e proveniente desse teorema é que a receita do leiloeiro é proporcional ao número de participantes no leilão.

Outro tema bastante discutido na teoria de leilões é a “maldição do vencedor”, que é um problema que acontece principalmente em leilões cujo valor do bem leilado é incerto e que os jogadores têm informações e formam crenças distintas acerca desse valor, também conhecido como leilões de valor comum. De forma bem simplista, a maldição do vencedor consiste no fato de o ganhador do leilão pagar um preço maior que o preço que o bem realmente vale (LAFFONT, 1997) e o que pode influenciar bastante a maldição do vencedor é o número de participantes no leilão e a incerteza.⁵

⁵ Para mais detalhes, ver, por exemplo, Thaler (1988).

Considere a seguir o seguinte modelo teórico de mercado representativo dos produtos considerados neste trabalho.

Seja a função de demanda:

$$Q_{pd}^d = f(P_{pd}, P_a, P_e, P_r, P_p) \quad (1)$$

em que Q_{pd}^d = quantidade demandada do pendrive; P_{pd} = preço do pendrive; P_a = preço da câmera digital; P_e = preço do celular; P_r = preço do relógio; e P_p = preço do porta-retrato digital. Utilizando uma equação tipo Cobb-Douglas para representar a função de demanda (1), tem-se:

$$Q_{pd}^d = P_{pd}^\alpha \cdot P_a^\beta \cdot P_e^\delta \cdot P_r^\gamma \cdot P_p^\tau \quad (2)$$

Aplicando logaritmo em ambos os lados da equação (2), tem-se:

$$\ln Q_{pd}^d = \alpha \ln P_{pd} + \beta \ln P_a + \delta \ln P_e + \gamma \ln P_r + \tau \ln P_p \quad (3)$$

Tomando a derivada parcial para verificar o impacto de uma das variáveis independentes em relação à dependente, encontram-se as seguintes relações:

$$\frac{\partial \ln Q_{pd}^d}{\partial \ln P_{pd}} = \frac{\frac{1}{Q_{pd}^d} \cdot \partial Q_{pd}^d}{\frac{1}{P_{pd}} \cdot \partial P_{pd}} = \frac{\partial Q_{pd}^d}{\partial P_{pd}} \cdot \frac{P_{pd}}{Q_{pd}^d} = \alpha \quad (4a)$$

Logo, o coeficiente α representa a elasticidade-preço da demanda por pendrive. Por analogia, para os demais bens, têm-se:

$$\frac{\partial \ln Q_{pd}^d}{\partial \ln P_a} = \beta \quad (4b); \quad \frac{\partial \ln Q_{pd}^d}{\partial \ln P_e} = \delta \quad (4c);$$

$$\frac{\partial \mathbf{h} Q_{pl}^d}{\partial \mathbf{h} P_e} = \gamma \quad (4d); \quad \frac{\partial \mathbf{h} Q_{pl}^d}{\partial \mathbf{h} P_p} = \tau \quad (4e)$$

Assim, os outros coeficientes representam as elasticidades-preço cruzadas em relação aos demais bens, mostrando o grau de complementaridade ou substituíbilidade entre os bens.

No entanto, assumindo-se a hipótese de que a quantidade ofertada (demandada) que será leiloadada é unitária para cada um desses bens, então:

$Q_{pl}^d = Q_a^d = Q_e^d = Q_e^d = Q_p^d = 1 = Q^d = Q^s$. Assim, ao adquirir um desses bens, o arrematador assegura a seguinte variação uni-

tária: $\Delta Q^d = \Delta Q^s = 1$. Dessa forma, a equação (2) torna-se:

$$1 = P_{pl}^\alpha \cdot P_a^\beta \cdot P_e^\delta \cdot P_e^\gamma \cdot P_p^\tau \quad (5)$$

Tomando a função demanda inversa para o *pendrive*, tem-se:

$$P_{pl}^\alpha = P_a^{-\beta} \cdot P_e^{-\delta} \cdot P_e^{-\gamma} \cdot P_p^{-\tau} \quad (6)$$

Aplicando logaritmo em ambos os lados da equação (6), tem-se:

$$\alpha \mathbf{h} P_{pl} = -\beta \mathbf{h} P_a - \delta \mathbf{h} P_e - \gamma \mathbf{h} P_e - \tau \mathbf{h} P_p \quad (7)$$

Tomando-se a derivada parcial para verificar o impacto de uma das variáveis independentes em relação à dependente, encontra-se, por exemplo:

$$\alpha \cdot \frac{\partial \mathbf{h} P_{pl}}{\partial \mathbf{h} P_a} = -\beta \quad (8a)$$

Como $\frac{\partial \mathbf{h} Q_{pl}^d}{\partial \mathbf{h} P_a} = \beta$, $\partial \mathbf{h} Q_{pl}^d = \frac{1}{Q_{pl}^d} \cdot \partial Q_{pl}^d$ e assumindo-se

a hipótese de que $Q^d = Q^s = 1$ e $\partial Q^d = \partial Q^s = 1$, então

$\frac{\partial h Q^d}{\partial h P_a} = 1$ · Logo, $\frac{1}{\frac{\partial h Q^d}{\partial h P_a}} = \beta$ é a elasticidade-preço cruzada da demanda entre câmera e *pendrive*. Da mesma forma, como

$\frac{\partial h Q^d}{\partial h P_d} = \alpha$, então $\frac{1}{\frac{\partial h Q^d}{\partial h P_d}} = \alpha$ é a elasticidade-preço da demanda por *pendrive*. Assim, a equação (8a) pode ser rescrita como

$\frac{1}{\frac{\partial h Q^d}{\partial h P_a}} = -\beta$, que representa o simétrico da elasticidade-preço

cruzada da demanda entre câmera e *pendrive*. Corolariamente, ao utilizar a forma funcional (6), ao invés da (2), os coeficientes encontrados representarão o simétrico da elasticidade-preço cruzada da demanda.

Considere agora duas sequências decrescentes $(X_n, X_{n-1}, X_{n-2}, \dots, X_3, X_2, X_1)$ e $(Y_n, Y_{n-1}, Y_{n-2}, \dots, Y_3, Y_2, Y_1)$, representando os lances dos participantes do leilão de primeiro e segundo preços, respectivamente.

De acordo com o teorema da equivalência de receita $X_n = Y_{n-1}$, logo,

$$X_n = Y_{n-1}; X_{n-1} = Y_{n-2}; X_{n-2} = Y_{n-3}; \dots; X_3 = Y_2; X_2 = Y_1, \quad (9)$$

Somando os n-1 termos do lado direito e igualando à soma dos n-1 termos do lado esquerdo, tem-se:

$$\sum_{j=2}^n X_j = \sum_{j=1}^{n-1} Y_j. \quad (10)$$

Dividindo-se ambos os lados por n-1, encontra-se:

$$\overline{X} = \overline{Y}. \quad (11)$$

Então, a média da receita do leilão de primeiro preço deve ser igual à do segundo preço.

TESTES DE HIPÓTESES E MODELOS ECONOMÉTRICOS

Vários autores vêm utilizando métodos econométricos para estimar, identificar, testar e comprovar as hipóteses levantadas pela teoria dos leilões. Dentre eles, podem-se citar Laffont, Ossard e Vuong (1995), que propuseram uma simulação de uma metodologia não linear de mínimos quadrados; Donald e Paarsch (1993), que usaram um pseudo-estimador de máxima verossimilhança em seu trabalho sobre leilões; e Guerre, Perrigne e Vuong (2000), que usaram estimadores não paramétricos em sua pesquisa. Shneyerow (2006), por sua vez, investigou, empiricamente, leilões de títulos municipais, avaliando as teorias sobre a renda do leiloeiro, comparando a renda advinda do leilão de primeiro preço, de segundo preço e do leilão inglês ou ascendente. Este autor partiu da base teórica de Milgron e Weber (1982), na qual a renda obtida no leilão de segundo preço (R_s) é pelo menos igual à obtida pelo leilão de primeiro preço (R_p), mas não ultrapassa à auferida pelo leilão ascendente (R_A).

a) Testes de hipóteses

Foram realizados, neste trabalho, testes de hipóteses para verificar a validade de algumas suposições empregadas na teoria dos leilões como, por exemplo, o teorema da equivalência de receitas. Além disso, utilizaram-se testes de hipóteses para verificar se os preços atribuídos ao produto nos leilões de primeiro e segundo preços são diferentes, dentre outras coisas.

Especificamente, utilizou-se o teste de igualdade de médias, que consiste na não rejeição ou rejeição da hipótese de que as médias são iguais. (FONSECA e MARTINS, 1996) Existem vários testes de hipóteses de igualdade de médias, mas, neste trabalho empregou-se o teste de Tukey, o mais comumente utilizado, e que consiste em comparar médias duas a duas (VIEIRA, 2006), em que, na hipótese nula (H_0), as médias são iguais e, na hipótese alternativa (H_a), pode-se verificar: I) H_a : as médias são diferentes; II) H_a : a primeira média é maior do que a segunda; III) H_a : a primeira média é menor do que a segunda.

b) Regressão linear

Conforme Johnston e Dinardo (2001), a regressão linear simples representa uma relação entre duas variáveis (uma dependente e outra independente). Este relacionamento é representado por um modelo matemático, isto é, por uma equação. O modelo econométrico é representado da seguinte forma:

$$Y = \beta_0 + \beta_i X_i + \varepsilon. \quad (12)$$

Se não houver intercepto, tem-se:

$$Y = \beta_1 X + \varepsilon, \quad (13)$$

em que Y é a variável dependente (aleatória); X é a variável explicativa ou independente medida sem erro (não-aleatória); ε é o resíduo; e β_0 e β_1 são, respectivamente, os coeficientes linear e angular.

Para efeito de análise, neste trabalho, utilizou-se a equação (13), para verificar a validade do teorema da equivalência de receita (TER), onde Y é considerado a receita do leilão de primeiro preço, X consiste na receita do leilão de segundo preço e β_1 é o coeficiente que representa a proporção entre X e Y . Se $\beta_1 = 1$, implica que $X = Y$, o que corrobora o teorema da equivalência de receita. Entretanto, dada a natureza aleatória da variável Y , a incerteza e a ausência de variáveis relevantes na determinação de Y , então pode-se considerar arbitrariamente, $0,90 \leq \beta_1 \leq 1,10$, como estatisticamente igual a 1, que seria um erro admissível.

c) Modelo SUR

As relações que envolvem os preços dos produtos eletrônicos podem ser representadas por um modelo SUR (*Seemingly Unrelated Regressions*), ou simplesmente regressões aparentemente não-correlacionadas, pois o termo de erros de pelo menos uma das equações de preço está correlacionado com os termos de erros das demais equações e estes são auto-correlacionados. Assim, a estimação separada das equações pode suscitar questionamento quanto à eficiência dos estimadores.

Para identificar os determinantes da disposição a pagar por produtos eletrônicos nos leilões de primeiro e de segundo preços, foram estimadas equações de preços mediante um sistema de equações aparentemente não-relacionadas. Supôs-se que o termo de erro das equações de preços não está correlacionado entre as observações, mas está correlacionado com os erros das demais equações. Nesse caso, a estimação dos parâmetros não pode ser feita pelo método dos mínimos quadrados ordinários visto que geraria estimadores viesados. Portanto, para levar em consideração as correlações entre os termos de erro, optou-se pela utilização do método dos mínimos quadrados generalizados, já que propicia maior eficiência dos estimadores.

Segundo Greene (2008), o sistema de regressões aparentemente não-relacionadas em sua forma irrestrita é representado por:

$$Y_i = X_i \beta_i + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, M, \quad (14)$$

em que $\varepsilon = [\varepsilon_1', \varepsilon_2', \dots, \varepsilon_M']$ com $E[\varepsilon / X_1, X_2, \dots, X_M] = 0$ e $E[\varepsilon_m \varepsilon_m' / X_1, X_2, \dots, X_M] = \sigma_m I_T$. Y_i corresponde ao vetor do preço que o estudante está disposto a pagar nos leilões de primeiro preço e de segundo preço para cada um dos produtos eletrônicos considerados e X_i corresponde ao vetor das variáveis explicativas que dizem respeito aos preços dos demais produtos considerados, o CPF, a idade, o sexo e a variável *dummy* D_m . O total de T observações foram usadas na estimação dos parâmetros das M equações. Cada equação envolve K_i regressores, sendo que $K = \sum_{i=1}^M K_i$. O *software* utilizado na estimação das regressões foi o STATA 11.

FONTES DOS DADOS

Os dados utilizados para simulação dos leilões foram provenientes de coleta primária com estudantes de graduação e pós-graduação de duas instituições públicas, sendo uma estadual no Ceará, a Universidade Regional do Cariri (URCA), sediada no município de Crato, e a outra uma federal em Minas Gerais, a Universidade Federal de Viçosa (UFV), localizada no município de Viçosa. O experimento contou com 112 estudantes da URCA, sendo 77 da graduação em Ciências Econômicas e 35 da Especialização em Administração Financeira; e 97 alunos da UFV, sendo 73 provenientes de diversos cursos de Graduação, como Laticínios, Zootecnia, Agronomia e 24 do Mestrado e Doutorado em Economia Aplicada. Ademais, utilizaram-se dados secundários para fundamentação teórica e revisão de literatura sobre estudos aplicados aos leilões.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DOS DADOS

Antes de apresentar os resultados que contemplam os objetivos propostos, comentam-se as estatísticas descritivas das variáveis que fazem parte do estudo para cada uma das instituições pesquisadas. No caso do estado do Ceará, os resultados estatísticos dos estudantes que participaram da pesquisa revelam que a idade foi a variável que se mostrou menos dispersa e que há predomínio de estudantes jovens dentre os entrevistados na URCA. A proporção de mulheres é um pouco maior do que a de homens, a maioria é solteira e trabalha. No tocante à renda, observa-se que o desvio padrão

foi elevado, ficando próximo do valor médio, ou seja, a remuneração dos participantes do experimento do leilão é muito heterogênea. Além disso, a média dos três primeiros dígitos do CPF configurou-se acima de 60% dos preços dos produtos analisados. (ver Tabela A1 no Apêndice)

Assim como na URCA, no caso da UFV os resultados estatísticos também mostram que idade foi a variável menos dispersa, mas a média de idade dos estudantes entrevistados na UFV ficou um pouco abaixo daqueles da outra instituição. A proporção de mulheres e homens é praticamente a mesma, a maioria é solteira e não trabalha. Concernente à renda, nota-se um elevado desvio padrão, mas com variabilidade menor do que no caso dos estudantes da URCA, devido ao fato de os alunos da pós-graduação da UFV receberem bolsa (pouca variabilidade). Outro fato interessante é que a média dos três primeiros dígitos do CPF ficou acima do preço de mercado de 80% dos produtos investigados, e que isso teve influência nos resultados que serão apresentados posteriormente. (Tabela A1)

A Tabela A2 (ver Apêndice) apresenta os resultados das estatísticas descritivas dos preços que os estudantes da URCA estavam dispostos a pagar pelos produtos eletrônicos avaliados considerando os leilões de primeiro e de segundo preços no contexto em que eles desconhecem as especificações dos produtos e quando passam a ser informados sobre as características desses produtos.

Verifica-se que todos os produtos analisados, com exceção do *pendrive*, tiveram valores médios superiores diante dos esclarecimentos sobre as especificações dos produtos, sendo que o maior acréscimo em relação à média ocorreu com o porta-retrato digital. Essa evidência pode ser atribuída ao fato de que esse produto tecnológico ainda é pouco difundido entre os estudantes da URCA. Outra inferência que pode ser extraída a partir dos dados contidos na Tabela A2 é que, conforme esperado, os valores médios do leilão de segundo preço excedem os valores médios correspondentes ao leilão de primeiro preço em todos os produtos analisados, independente do leiloeiro dispor ou não de informações acerca deles. Essa evidência também é constatada com os desvios padrões desses produtos.

Os resultados das estatísticas descritivas dos preços, apresentados na Tabela A3 (ver Apêndice) para os estudantes da UFV, no que diz respeito à disponibilidade a pagar pelos produtos eletrônicos, mostram que todos os produtos analisados tiveram valores médios maiores no caso do leilão com informação, corroborando o fato de que a informação é muito importante no momento da avaliação de um bem. Além disso, a maior variação aconteceu com o porta-retrato, assim como no caso da URCA. Isso pode ser devido ao fato de os estudantes não o considerarem como um bem essencial e prioritário, além de ser pouco difundido.

Da mesma forma que o comportamento encontrado no caso dos estudantes da URCA, a Tabela A3 mostra que os valores médios do leilão de segundo preço excedem os valores médios correspondentes ao leilão de primeiro preço em todos os bens analisados, independente do leiloeiro dispor ou não de informações acerca deles. Comparando os dados das Tabelas A2 e A3, nota-se que, na média, os estudantes da UFV atribuíram valores maiores aos bens do que os informados pelos estudantes da URCA, exceto o valor médio do *pendrive* nos leilões de primeiro e segundo preços sem informação. Isso mostra maior disponibilidade média a pagar pelos estudantes da UFV quando se trata de produtos eletrônicos.

Na Tabela 1 constata-se que o fenômeno da maldição do leiloeiro está presente em todos os produtos, pois o lance máximo do leilão de primeiro preço para qualquer bem é maior do que o preço de qualquer produto no mercado. Entretanto, quando se considera o preço médio, o fenômeno apenas é evidenciado para a câmera digital, visto que foi o único produto cujo valor médio sem informação ou com informação excedeu o preço de mercado. Ademais, verifica-se que o efeito da informação não minimiza a ocorrência desse fenômeno no experimento do leilão de primeiro preço realizado com os estudantes da URCA.

Tabela 1 – Preços de mercado, preço máximo e valores médios dos produtos eletrônicos sem informação (SI) e com informação (CI) no leilão de primeiro preço – URCA, 2010

Produto	Preço de mercado	Preço médio SI	Preço médio CI	Preço máximo
Pendrive	49,00	37,96	36,68	200,00
Câmera digital	299,00	307,53	338,2	700,00
Celular	499,00	321,72	451,94	1.500,00
Relógio	99,00	50,45	86,03	350,00
Porta-retratos	129,00	18,28	64,77	350,00

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Com relação à aplicação do leilão de segundo preço, observa-se, na Tabela 2, que o fenômeno da maldição do leiloeiro ocorre para todos os objetos, com e sem informação, haja vista que o preço máximo situou-se bem acima do preço de mercado. Por outro lado, considerando a média, apenas a câmera digital apresentou um valor acima do preço de mercado, quando se considera um leilão de primeiro preço sem informação. A média dos lances do celular e do relógio em um contexto com informação foi superior ao preço de mercado. Portanto, rejeita-se a hipótese de que a informação minimiza a ocorrência da maldição do leiloeiro. Pelo contrário, no caso desses dois últimos produtos analisados, esse fenômeno

somente ocorre diante do produto com informação. Isso é um indício de que as pessoas subavaliam o preço do bem quando não tem informação concreta sobre os seus atributos.

Tabela 2 – Preços de mercado e valores médios dos produtos eletrônicos sem informação e com informação no leilão de segundo preço – URCA, 2010

Produto	Preço de mercado	Preço médio SI	Preço médio CI	Preço máx.
Pendrive	49,00	48,33	45,95	100,00
Câmera digital	299,00	380,88	411,99	800,00
Celular	499,00	405,44	562,5	1.700,00
Relógio	99,00	70,24	116,33	390,00
Porta-retratos	129,00	25,12	88,75	355,00

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os resultados da Tabela 3 mostram a existência do fenômeno da maldição do leiloeiro em todos os produtos analisados, pois o lance máximo do leilão de primeiro preço para qualquer bem é maior do que o preço de qualquer produto no mercado. Por outro lado, considerando-se o preço médio e sem informação, o fenômeno é evidenciado apenas para a câmera digital, pois foi o único produto cujo valor médio sem informação excedeu o preço de mercado. Considerando o valor médio do produto com informação, a maldição do leiloeiro é evidenciada para a câmera digital, celular e relógio. Além disso, a informação tem o efeito de aumentar a valoração do bem.

Tabela 3 – Preços de mercado, preço máximo e valores médios dos produtos eletrônicos sem informação (SI) e com informação (CI) no leilão de primeiro preço – UFV, 2010

Produto	Preço de mercado	Preço médio SI	Preço médio CI	Preço máximo
Pendrive	49,00	37,58	47,95	145,00
Câmera digital	299,00	382,57	452,20	1.000,00
Celular	499,00	424,58	738,01	2.700,00
Relógio	99,00	83,49	122,67	500,00
Porta-retratos	129,00	21,03	98,88	600,00

Fonte: Resultados da pesquisa.

No que concerne à aplicação do leilão de segundo preço, a Tabela 4 mostra que o fenômeno da maldição do leiloeiro ocorre para todos os

objetos, com e sem informação. Em contrapartida, quando se considera o valor médio e sem informação no leilão de segundo preço, o fenômeno ocorre para a câmera digital, celular e relógio. Entretanto, num contexto de leilão de segundo preço com informação, apenas a média dos lances do porta-retrato foi inferior ao preço de mercado. Portanto, mais uma vez rejeita-se a hipótese de que a informação minimiza a ocorrência da maldição do leiloeiro.

Tabela 4 – Preços de mercado e valores médios dos produtos eletrônicos sem informação (SI) e com informação (CI) no leilão de segundo preço – UFV, 2010.

Produto	Preço de mercado	Preço médio SI	Preço médio CI	Preço máximo
Pendrive	49,00	46,79	59,71	200,00
Câmera digital	299,00	443,74	529,86	1.200,00
Celular	499,00	494,65	889,66	3.000,00
Relógio	99,00	109,94	161,64	650,00
Porta-retratos	129,00	27,75	122,65	410,00

Fonte: Resultados da pesquisa.

TESTES DE HIPÓTESES E REGRESSÕES LINEARES

Para testar as hipóteses de que a média dos lances nos leilões com informação excede a dos leilões sem informação e que a média dos lances nos leilões de segundo preço seja maior do que a dos leilões de primeiro preço, formularam-se vinte hipóteses descritas na Tabela 5. Das hipóteses testadas, apenas três não foram estatisticamente significativas quando se consideram os dados coletados junto aos estudantes da URCA, indicando que não se pode inferir que a média de primeiro preço sem informação do porta-retratos (M_{pppr}) seja menor do que a média de segundo preço sem informação do porta-retratos (M_{sppr}); de que a média de primeiro preço sem informação do *pendrive* (M_{pppd}) seja inferior à média de primeiro preço com informação do *pendrive* (M_{sppd}) e de que a média de segundo preço sem informação do *pendrive* (M_{pppd}) seja menor do que a média de segundo preço com informação do *pendrive* (M_{sppd}). Todas as demais hipóteses são confirmadas, corroborando a teoria dos leilões.

Em contrapartida, no tocante à amostra dos alunos da UFV, observou-se que todas as hipóteses testadas foram confirmadas, ou seja, que a média nos lances dos leilões de segundo preço é maior do que a média dos lances dos leilões de primeiro preço para todos os produtos pesquisados e que a média nos lances dos leilões com informação excede a dos sem informa-

ção. Destaca-se, entretanto, que os resultados da URCA “contaminaram” a amostra total, tanto que se rejeitam os mesmos testes de hipóteses.

Com relação ao teste de hipóteses para confirmar/rejeitar o teorema da equivalência de receitas, os dados da Tabela 6 mostram que da amostra da URCA não se rejeita a hipótese de equivalência de receitas nos seguintes casos: I) para a média da receita do relógio sem informação (Mppre); para a média da receita do relógio com informação (Mpprel); e para a média da receita do porta-retrato com informação (Mppprl), estatisticamente significantes ao nível de 1%; e II) para a média da receita do *pendrive* sem informação (Mpppd); e para a média da receita do porta-retrato sem informação (Mpppr), estatisticamente significantes ao nível de 10%. Para a amostra da UFV, não se rejeita a hipótese de equivalência de receitas nos seguintes casos: I) para a média da receita do *pendrive* sem informação (Mpppd); para a média da receita da câmera com/sem informação (Mppcai e Mppca); para a média da receita do relógio com/sem informação (Mpprei e Mppre), estatisticamente significantes ao nível de 1%; II) para a média da receita do celular sem informação (Mppce), estatisticamente significativa ao nível de 5%; e III) para a média da receita do relógio com/sem informação (Mpppri e Mpppr); e para a média da receita do celular com informação (Mppcel), estatisticamente significantes ao nível de 10%.

Tabela 5 - Testes de diferenças de média dos lances para os leilões de primeiro e segundo preços – URCA e UFV, 2010

Hipóteses	URCA				UFV				Amostra Total			
	Diferença de Média	EP	t	Prob.	Diferença de Média	EP	t	Prob.	Diferença de Média	EP	t	Prob.
Ho: Mpppd = Msppd	-10,37	7,92	-1,31	0,0959	-9,22	3,30	-2,79	0,0029	-9,83	4,50	-2,18	0,0148
Ha: Mpppd < Msppd												
Ho: Mppca = Msppca	-73,36	22,39	-3,28	0,0006	-61,18	26,64	-2,30	0,0114	-67,70	17,52	-3,87	0,0001
Ha: Mppca < Msppca												
Ho: Mppce = Msppce	-83,71	26,24	-3,19	0,0008	-70,07	31,52	-2,22	0,0137	-77,38	20,78	-3,72	0,0001
Ha: Mppce < Msppce												
Ho: Mppre = Msppre	-19,78	8,45	-2,34	0,0101	-26,44	10,83	-2,44	0,0078	-22,87	6,98	-3,28	0,0006
Ha: Mppre < Msppre												
Ho: Mpppr = Mspppr	-6,84	7,01	-0,98	0,1653	-6,72	3,87	-1,73	0,0423	-6,78	4,16	-1,63	0,0519
Ha: Mpppr < Mspppr												
Ho: Mpppdi = Msppdi	-9,27	3,26	-2,84	0,0024	-11,76	4,02	-2,92	0,0019	-10,43	2,62	-3,97	0,0000
Ha: Mpppdi < Msppdi												
Ho: Mppcai = Msppcai	-73,79	17,77	-4,15	0,0000	-77,66	30,23	-2,57	0,0055	-75,58	17,84	-4,24	0,0000
Ha: Mppcai < Msppcai												
Ho: Mppcei = Msppcei	-110,56	33,66	-3,29	0,0006	-151,65	77,39	-1,96	0,0258	-129,63	42,81	-3,03	0,0013
Ha: Mppcei < Msppcei												
Ho: Mpprei = Mspprei	-30,30	11,14	-2,72	0,0035	-58,99	26,35	-2,24	0,0132	-43,62	13,82	-3,16	0,0009
Ha: Mpprei < Mspprei												
Ho: Mpppri = Mspppri	-23,99	10,37	-2,31	0,0108	-23,36	14,95	-1,56	0,0599	-23,70	9,02	-2,63	0,0045
Ha: Mpppri < Mspppri												
Ho: Mpppdi = Mspppdi	1,29	5,70	0,23	0,5890	-10,37	3,01	-3,44	0,0003	-4,12	3,38	-1,22	0,1113
Ha: Mpppdi < Mspppdi												
Ho: Mppca = Msppca	-30,68	18,60	-1,65	0,0502	-69,64	25,46	-2,73	0,0034	-48,76	16,12	-3,02	0,0013
Ha: Mppca < Msppca												
Ho: Mppce = Msppce	-130,21	26,98	-4,83	0,0000	-313,43	50,86	-6,16	0,0000	-215,25	29,54	-7,29	0,0000
Ha: Mppce < Msppce												
Ho: Mppre = Msppre	-35,57	8,55	-4,16	0,0000	-39,17	10,77	-3,64	0,0002	-37,24	6,98	-5,34	0,0000
Ha: Mppre < Msppre												
Ho: Mpppr = Mspppr	-46,48	7,29	-6,38	0,0000	-77,85	10,16	-7,66	0,0000	-61,04	6,22	-9,81	0,0000
Ha: Mpppr < Mspppr												
Ho: Msppd = Msppdi	2,38	6,39	0,37	0,6452	-12,92	4,24	-3,04	0,0013	-4,72	3,97	-1,19	0,1177
Ha: Msppd < Msppdi												
Ho: Msppca = Msppcai	-31,11	21,71	-1,43	0,0767	-86,12	31,23	-2,76	0,0032	-56,64	19,11	-2,96	0,0016
Ha: Msppca < Msppcai												
Ho: Msppce = Msppcei	-157,06	33,07	-4,75	0,0000	-395,01	66,31	-5,96	0,0000	-267,50	37,31	-7,17	0,0000
Ha: Msppce < Msppcei												
Ho: Msppre = Mspprei	-46,09	11,06	-4,17	0,0000	-71,72	26,38	-2,72	0,0036	-57,99	13,82	-4,20	0,0000
Ha: Msppre < Mspprei												
Ho: Msppr = Msppri	-63,63	10,18	-6,25	0,0000	-94,50	11,63	-8,12	0,0000	-77,96	7,74	-10,07	0,0000
Ha: Msppr < Msppri												

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 6 - Testes de diferenças de média das receitas para os leilões de primeiro e segundo preços – URCA e UFV, 2010

Hipóteses	URCA				UFV				Amostra Total			
	Diferença de Média	EP	t	Prob.	Diferença de Média	EP	t	Prob.	Diferença de Média	EP	t	Prob.
Ho: Mpppd = Msppd	-5,96	6,80	-0,88	0,3818	-7,80	3,14	-2,49	0,0137	-7,45	3,93	-1,90	0,0587
Ha: Mpppd ≠ Msppd												
Ho: Mppca = Msppca	-64,92	21,62	-3,00	0,0030	-52,44	26,10	-2,01	0,0460	-63,17	17,26	-3,66	0,0003
Ha: Mppca ≠ Msppca												
Ho: Mppce = Msppce	-75,68	25,78	-2,94	0,0037	-59,81	30,96	-1,93	0,0548	-72,59	20,58	-3,53	0,0005
Ha: Mppce ≠ Msppce												
Ho: Mppre = Msppre	-16,81	8,13	-2,07	0,0398	-20,76	9,73	-2,13	0,0342	-20,20	6,59	-3,06	0,0023
Ha: Mppre ≠ Msppre												
Ho: Mpppr = Mspppr	-1,49	-10,88	-0,31	0,7544	-4,36	3,25	-1,34	0,1809	-3,93	3,13	-1,26	0,2095
Ha: Mpppr ≠ Mspppr												
Ho: Mpppdi = Msppdi	-7,19	2,71	-2,66	0,0085	-9,97	3,77	-2,64	0,0089	-9,32	2,45	-3,80	0,0002
Ha: Mpppdi ≠ Msppdi												
Ho: Mppcai = Msppcai	-66,54	17,14	-3,88	0,0001	-64,41	28,62	-2,25	0,0256	-68,84	17,13	-4,02	0,0001
Ha: Mppcai ≠ Msppcai												
Ho: Mppcei = Msppcei	-93,74	31,10	-3,01	0,0029	-122,86	74,67	-1,65	0,1015	-115,94	41,49	-2,79	0,0054
Ha: Mppcei ≠ Msppcei												
Ho: Mpprei = Mspprei	-26,97	10,91	-2,47	0,0142	-31,57	14,83	-2,13	0,0345	-30,85	9,27	-3,33	0,0010
Ha: Mpprei ≠ Mspprei												
Ho: Mpppri = Mspppri	-20,15	9,92	-2,03	0,0434	-15,84	13,55	-1,17	0,2438	-20,20	8,50	-2,38	0,0179
Ha: Mpppri ≠ Mspppri												

Fonte: Resultados da pesquisa.

Finalmente, para a amostra total, não se rejeita a hipótese de equivalência de receitas nos seguintes casos: I) para a média da receita do porta-retrato com informação (Mppprl), estatisticamente significativa ao nível de 1%; II) para a média da receita do *pendrive* sem informação (Mpppd), estatisticamente significativa ao nível de 5%; e III) I) para a média da receita do porta-retrato sem informação (Mppprl), estatisticamente significativa ao nível de 10%. Portanto, dos 30 testes de hipóteses para averiguar a igualdade de receitas entre os leilões de primeiro e segundo preços, 60% confirmaram a teoria, de acordo com o teste de igualdade de médias. No entanto, esse resultado poderia ser bem melhor se o número de entrevistados fosse maior, pois quanto maior o número de participantes do leilão maior a evidência do teorema da equivalência de receitas.

Por outro lado, usando-se regressões lineares, sem constante, da receita do leiloeiro no leilão de primeiro preço em função da receita do leiloeiro no leilão de segundo preço, para se verificar a igualdade entre as receitas, faz-se necessário que o coeficiente angular seja igual a 1. Então, flexibilizou-se arbitrariamente esse coeficiente para $0,90 \leq \beta \leq 1,10$, onde valores dentro desse intervalo podem ser considerados estatisticamente iguais a 1. Não obstante, para a amostra da URCA apenas a receita decorrente do *pendrive* sem informação (pppd) é equivalente nos leilões de primeiro e segundo preços. (Quadro 1)

Quadro 1 – Regressões lineares das receitas do leiloeiro decorrentes dos leilões de primeiro e segundo preços dos produtos eletrônicos – URCA e UFV, 2010

Total	URCA	UFV
pppd = 0,95875sppd (0,0694) R ² = 0,9444	pppd = 1,0553sppd (0,0794) R ² = 0,9309	pppd = 0,8247sppd (0,0087) R ² = 0,9962
ppca = 0,8499spca (0,0065) R ² = 0,9958	ppca = 0,8343spca (0,0161) R ² = 0,9871	ppca = 0,8794spca (0,0069) R ² = 0,9975
ppce = 0,8503spce (0,0044) R ² = 0,9965	ppce = 0,8263spce (0,0076) R ² = 0,9947	ppce = 0,8838spce (0,0055) R ² = 0,9973
ppre = 0,7770spre (0,0080) R ² = 0,9935	ppre = 0,7892spre (0,0276) R ² = 0,9753	ppre = 0,7949spre (0,0096) R ² = 0,9947
pppr = 1,1572sppr (0,2159) R ² = 0,8172	pppr = 1,4565sppr (0,4833) R ² = 0,6493	pppr = 0,9817sppr (0,1464) R ² = 0,8423
pppdi = 0,8181sppdi (0,0132) R ² = 0,9933	pppdi = 0,8624sppdi (0,0459) R ² = 0,9296	pppdi = 0,8105sppdi (0,0130) R ² = 0,9942
ppcai = 0,8528spcai (0,0037) R ² = 0,9980	ppcai = 0,8399spcai (0,0046) R ² = 0,9966	ppcai = 0,8718spcai (0,0058) R ² = 0,9978
ppcei = 0,8241spcei (0,0105) R ² = 0,9937	ppcei = 0,8374spcei (0,0047) R ² = 0,9979	ppcei = 0,8344spcei (0,0148) R ² = 0,9914
pprei = 0,7680sprei (0,0059) R ² = 0,9957	pprei = 0,7721sprei (0,0119) R ² = 0,9925	pprei = 0,7818sprei (0,0078) R ² = 0,9963
pppri = 0,8230sppri (0,0347) R ² = 0,9575	pppri = 0,7399sppri (0,0273) R ² = 0,9774	pppri = 0,9138sppri (0,0574) R ² = 0,9384

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Significância estatística entre parênteses.

Por outro lado, para a UFV, a receita decorrente do porta-retrato com/sem informação é equivalente nos leilões de primeiro e segundo preços e a amostra total apresenta equivalência de receitas também para o *pendrive*. Portanto, pouco mais de 13% das regressões confirmam o teorema da equivalência de receitas. Entretanto, analisando-se as regressões para esses produtos eletrônicos, apenas o porta-retrato digital, no caso da amostra total e da URCA, e o *pendrive*, ambos sem informação, proporcionaram receita maior para o leiloeiro quando ele opta pelo leilão de primeiro preço. Nos demais casos, o leilão de segundo preço proporcionou receita maior.

RESULTADOS DO MODELO SUR

As Tabelas 7 a 10 apresentam os resultados das regressões de demanda dos cinco produtos eletrônicos (*pendrive* - pd, câmera digital - ca, celular - ce, relógio - re e porta-retrato digital - pr), do CPF, idade, sexo, além de uma *dummy* do CPF, que informa se o entrevistado está disposto a pagar o número dos três primeiros dígitos do CPF para adquirir o bem, analisados nesta pesquisa nas instituições UFV e URCA, utilizando-se o modelo SUR. Os resultados indicam que todas as equações estimadas apresentam variáveis com elevado poder de explicação. Dentre as variáveis explicativas consideradas, constata-se que a idade mostrou-se significativa em todas as equações estimadas quando não se considera a informação, sinalizando que essa variável exerce influência sobre o valor dos lances realizados nos leilões de produtos eletrônicos tanto de primeiro quanto de segundo preço. Essa evidência não se verifica apenas com o relógio, em que independentemente da faixa etária as pessoas costumam utilizá-lo, o que se diferencia do comportamento dos demais produtos eletrônicos.

A Tabela 7 mostra que há relação de substituíbilidade entre *pendrive* e câmera digital e entre relógio e câmera digital. Para os demais produtos, a relação que existe é de complementaridade, ou seja, celular apresenta-se como complementar da câmera, do *pendrive* e do relógio. Se o preço da câmera aumentar 10%, o preço do celular aumenta em 8,9% e 9% nos leilões de primeiro e segundo preços, respectivamente. Entretanto, se o preço do celular aumentar 10%, o da câmera digital aumenta 7,8% e 8,5%, nos leilões de primeiro e segundo preços, respectivamente. Nota-se, com isso, que a variação de ambos é bastante próxima, pois se trata de bens muito úteis e complementares, tanto que os celulares estão vindo com câmeras cada vez mais potentes e eficientes.

Tabela 7 – Regressões aparentemente não correlacionadas para as demandas de produtos eletrônicos – URCA – Modelos logaritimizados sem informação, 2010

Variáveis	lpppd	lsppd	lppca	lspca	lppce	Lspce	lppre	lspre	lpppr	lsppr
lppd	-	-	-0,1105 (0,079)	-0,1880 (0,002)	0,3271 (0,000)	0,3621 (0,000)			0,3705 (0,001)	0,5043 (0,000)
lpca	-0,2414 (0,058)	-0,4139 (0,001)	-	-	0,8883 (0,000)	0,9042 (0,000)	-0,3117 (0,067)			
lpce	0,6028 (0,000)	0,7160 (0,000)	0,7818 (0,000)	0,8507 (0,000)	-	-	0,4309 (0,006)	0,4057 (0,019)		
lpre		-0,0988 (0,010)	-0,0801 (0,074)		0,1276 (0,007)	0,1014 (0,019)	-	-	0,5496 (0,000)	0,4908 (0,000)
lppr	0,2288 (0,002)	0,3153 (0,000)					0,7005 (0,000)	0,6560 (0,000)	-	-
CPF					0,0711 (0,043)		0,1840 (0,003)	0,1734 (0,003)		
Idade	0,2563 (0,100)	0,3316 (0,026)	0,4595 (0,000)	0,4268 (0,000)	-0,3698 (0,001)	-0,3731 (0,000)			-0,3489 (0,085)	-0,3483 (0,083)
Sexo										
Dm	0,2876 (0,055)	0,2654 (0,046)	0,2384 (0,020)	0,2084 (0,017)			0,6470 (0,000)	0,7030 (0,000)	0,3553 (0,060)	
R ²	0,9718	0,9797	0,9949	0,9963	0,9937	0,9956	0,9535	0,9658	0,9214	0,9441

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Nível de significância entre parênteses.

Interpretando os coeficientes estimados, por exemplo, do celular e do porta-retrato digital, observa-se que à medida que se aumenta a idade, os participantes dos leilões simulados da URCA passam a ofertar menores valores nos lances desses produtos, ou seja, no caso do celular, cada acréscimo de 10% na variável idade ocasiona redução de 3,7% na disposição a pagar por esse produto tanto no leilão de primeiro preço quanto no de segundo preço.

Para testar a hipótese de que a âncora (CPF) influencia no resultado, observa-se o sinal do CPF e/ou da *dummy* Dm. Note que o lance de todos os bens é influenciado diretamente pelos três primeiros dígitos do CPF, no que diz respeito à valoração do bem, ou seja, quanto maior o número, maior o preço atribuído ao bem. Observa-se que o sexo não influenciou

na avaliação de nenhum bem, no caso do experimento de leilão sem informação ocorrido na URCA.

Da mesma forma que nas regressões sem informação, as regressões para os experimentos de leilão com informação apresentam coeficiente de determinação muito alto. Os resultados encontrados indicaram substituíbilidade apenas entre porta-retrato e câmera digital, mas a relação de complementaridade é preponderante entre os demais produtos. No que diz respeito ao teste para verificar a influência da âncora CPF, observa-se que os três primeiros dígitos do CPF e/ou a *dummy* Dm só influenciam diretamente a avaliação do relógio para os experimentos de leilão de primeiro e segundo preços, bem como para o experimento de leilão de primeiro preço para a câmera.

Nos leilões com informação, a idade influenciou positivamente apenas na valoração do *pendrive* e do porta-retrato no experimento de leilão de primeiro preço e na avaliação da câmera nos experimentos de leilão de primeiro e segundo preços. Por outro lado, a idade influenciou negativamente na avaliação do celular. Se o indivíduo for do sexo masculino, então ele atribui um preço maior ao relógio no leilão de segundo preço, mas para os demais bens não houve influência dessa variável. (Tabela 8)

Tabela 8 – Regressões aparentemente não correlacionadas para as demandas de produtos eletrônicos – URCA – Modelos logaritimizados com informação, 2010

Variáveis	lppdi	ispdi	lppcai	ispcai	lppcei	ispcei	lpprei	isprei	lppri	ispri
lppdi			0,2553 (0,000)	0,1592 (0,026)		0,1738 (0,045)		0,2392 (0,010)		
lpcai	0,4293 (0,000)	0,2573 (0,019)			1,0415 (0,000)	1,0002 (0,000)			-0,5490 (0,018)	-0,6437 (0,006)
lpcei		0,1889 (0,041)	0,7230 (0,000)	0,6972 (0,000)			0,2588 (0,086)	0,5133 (0,008)	0,6333 (0,001)	
lprei					0,1065 (0,049)			0,6077 (0,000)	0,7234 (0,000)	
lppri			-0,0817 (0,026)	-0,0898 (0,011)	0,1171 (0,008)	0,1357 (0,001)	0,3744 (0,000)	0,4427 (0,000)		
CPF							0,2132 (0,000)	0,1992 (0,000)	-0,1278 (0,061)	
Idade	0,2905 (0,050)		0,2485 (0,019)	0,3385 (0,002)	-0,3250 (0,018)	-0,3442 (0,016)			0,6339 (0,041)	
Sexo								0,5810		

(continua...)

								(0,001)		
Dm				0,1589				0,5156		
				(0,068)				(0,004)		
R ²	0,9835	0,9876	0,9958	0,9966	0,9945	0,9955	0,9712	0,9767	0,9434	0,9529

Fonte: Resultados da pesquisa.
Nota: Nível de significância entre parênteses.

Na Tabela 9 observa-se que todas as regressões apresentam alto coeficiente de determinação, indicando que as variáveis independentes utilizadas são responsáveis pela maioria da variação da variável dependente. Além disso, como os modelos são logaritmizados, então o simétrico do coeficiente representa a elasticidade-preço cruzada entre dois bens, conforme demonstrado na metodologia. Assim, *pendrive* e *câmera* são bens complementares no leilão de primeiro preço. Se o preço do *câmera* aumenta 10%, o preço da *pendrive* aumenta 3,5% e a quantidade demandada diminui em 3,5%, *coeteris paribus*. Agora, se o preço do *pendrive* aumenta 10%, o preço da *câmera* aumenta 2,76% e a quantidade demandada diminui 2,76%, *coeteris paribus*. Nota-se também que o *pendrive* é complementar do celular e não apresenta relações com os outros bens. Já no leilão de segundo preço, o *pendrive* mostrou-se complementar, além da *câmera*, também do celular e do porta-retrato, quiçá porque todos precisam de memória para armazenar os dados. Relógio e *câmera* e porta-retrato e *câmera* mostraram-se substitutos num leilão de segundo preço e primeiro preço, respectivamente.

Tabela 9 – Regressões aparentemente não correlacionadas para as demandas de produtos eletrônicos – UFV – Modelos logaritmizados sem informação, 2010

Variáveis	lpppd	lspdpd	lppca	lspca	lppce	lspce	lppre	lspre	lpppr	lsppr
lppd	-	-	0,2756	0,2789	0,3018	0,2728		0,2265		0,3388
			(0,000)	(0,000)	(0,002)	(0,004)		(0,100)		(0,015)
lpca	0,3499	0,3257	-	-	0,6529	0,6349		-0,290	-0,551	
	(0,001)	(0,001)			(0,000)	(0,000)		(0,051)	(0,001)	
lpce	0,2831	0,2678	0,4577	0,5094	-	-	0,3582	0,4554	0,5237	0,2172
	(0,001)	(0,003)	(0,000)	(0,000)			(0,006)	(0,001)	(0,000)	(0,100)
lpre				-0,102	0,1603	0,1915	-	-	0,1729	0,2647
				(0,039)	(0,007)	(0,001)			(0,046)	(0,001)
lppr		0,1107	-0,117		0,2315		0,1948	0,3422	-	-

(continua...)

		(0,099)	(0,022)		(0,000)		(0,028)	(0,000)		
CPF			0,2069	0,1943			0,3486	0,3096	0,1355	
			(0,000)	(0,000)			(0,000)	(0,000)	(0,055)	
Idade			0,4640	0,3593						
			(0,000)	(0,002)						
Sexo		0,1870					0,4908	0,5186	-0,438	-0,465
		(0,049)					(0,000)	(0,000)	(0,002)	(0,000)
Dm	0,3354	0,3263	0,4031	0,4136	0,2155		0,9930	0,8810	1,1375	0,8465
	(0,035)	(0,028)	(0,000)	(0,000)	(0,095)		(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,003)
R ²	0,9839	0,9873	0,9960	0,9963	0,9935	0,9948	0,9771	0,9812	0,9446	0,9635

Fonte: Resultados da pesquisa.
Nota: Nível de significância entre parênteses.

Para testar a hipótese de que a âncora (CPF) influencia no resultado, observa-se o sinal do CPF e/ou da *dummy* Dm. Note que apenas no caso do celular não houve influência, mas para os demais bens os três primeiros dígitos do CPF influenciaram diretamente na valoração do bem, ou seja, quanto maior o número, maior o preço atribuído ao bem. Isso demonstra que as pessoas podem ser influenciadas por mecanismos que as façam adquirir determinados produtos por preços sobrevalorizados.

Além disso, a idade influenciou positivamente apenas na valorização da câmera digital, mas para os outros bens não há relação. Se o indivíduo for do sexo masculino, então ele atribui preço maior ao relógio e preço menor ao porta-retrato digital. Por simetria, a mulher avalia melhor o porta-retrato quando comparado ao relógio.

Assim como no caso das regressões sem informação, as regressões com informação apresentam alto coeficiente de determinação e os resultados encontrados só indicaram complementaridade entre os produtos. Se o preço da câmera aumenta 10%, o preço do celular aumenta aproximadamente 7% e a quantidade demandada diminui em 7%, *coeteris paribus*. Agora, se o preço do celular aumenta 10%, o preço da câmera aumenta 5% e a quantidade demandada diminui 5%, *coeteris paribus*. Concernente ao teste para verificar a influência da âncora CPF, observa-se que os três primeiros dígitos do CPF e/ou a *dummy* Dm influenciaram diretamente a avaliação do bem, ou seja, quanto maior o número, maior o preço atribuído ao bem (Tabela 10).

Tabela 10 – Regressões aparentemente não correlacionadas para as demandas de produtos eletrônicos – UFV – Modelos logaritmizados com informação, 2010

Variáveis	lpppdi	lspddi	lppcai	lspcai	lppcei	lspcei	lpprei	lsprei	lpppri	lspri
lppdi	-	-	0,2018 (0,041)	0,2855 (0,002)	0,5091 (0,000)	0,3427 (0,002)	0,5800 (0,001)	0,4920 (0,007)		
lpcai	0,1375 (0,010)	0,2376 (0,009)	-	-	0,6970 (0,000)	0,6998 (0,000)				
lpcei	0,3112 (0,000)	0,2265 (0,003)	0,5020 (0,000)	0,4967 (0,000)	-	-			0,4066 (0,018)	0,3156 (0,053)
lprei	0,1674 (0,001)	0,1300 (0,009)					-	-	0,5033 (0,000)	0,4548 (0,000)
lpri					0,1308 (0,016)	0,1103 (0,054)	0,3342 (0,000)	0,3976 (0,000)	-	-
CPF					0,1447 (0,014)	0,1539 (0,008)	0,2133 (0,009)		0,1774 (0,048)	0,1896 (0,024)
Idade			0,5051 (0,000)	0,4608 (0,000)	-0,377 (0,031)	-0,289 (0,088)	-0,415 (0,010)	-0,529 (0,054)		
Sexo							0,3406 (0,015)	0,3871 (0,010)	-0,287 (0,100)	
Dm	0,2550 (0,044)	0,2160 (0,100)	0,3034 (0,004)	0,2896 (0,004)		0,2140 (0,093)	0,5797 (0,001)	0,4930 (0,006)		
R ²	0,9903	0,9904	0,9957	0,9960	0,9943	0,9947	0,9776	0,9765	0,9605	0,9676

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Nível de significância entre parênteses.

Nos leilões com informação, a idade influenciou positivamente apenas na valorização da câmera e negativamente na do celular e relógio, mas para o *pendrive* e porta-retrato não há relação. Se o indivíduo for do sexo masculino, então ele atribui maior preço ao relógio e menor preço ao porta-retrato.

CONCLUSÕES

Este trabalho testou a validade de algumas hipóteses e teoremas da teoria dos leilões. Para tanto, realizaram-se experimentos de “laboratório” com estudantes da Universidade Federal de Viçosa (UFV) e da Universidade

Regional do Cariri (URCA). Procurou-se verificar a validade do teorema da equivalência de receitas, a ocorrência da “maldição do vencedor”, a influência da utilização de uma âncora como os três primeiros dígitos do CPF e o grau de relacionamento entre os produtos tecnológicos estudados, além de verificar a disponibilidade a pagar por esses bens. As hipóteses foram testadas através de teste de igualdade de médias, bem como pela utilização de regressão linear simples sem constante e de um modelo de regressões aparentemente não correlacionadas (SUR).

Quanto à maldição do vencedor, pôde-se constatar que, em todos os experimentos, o arrematador pagou um valor bem acima do preço de mercado pelo bem arrematado, comprovando a ocorrência da “maldição do leiloeiro”, tanto na UFV como na URCA.

Utilizando-se o teste de igualdade de médias, o teorema da equivalência de receitas foi corroborada em mais da metade dos experimentos, principalmente naqueles realizados na UFV. No entanto, pela análise da regressão linear simples observou-se a validade de pouco mais de 1/10 dos experimentos para a equivalência de receitas entre os leilões de primeiro e segundo preços. Também verificou-se, pelo teste de igualdade de médias, que em todos os experimentos o lance vencedor no leilão de primeiro preço é menor do que o de segundo preço. Esta conclusão óbvia mostra que, no leilão de segundo preço, o participante do leilão expressa seu preço de reserva pelo bem para adquiri-lo, pois ele sabe que vai pagar um valor inferior.

Finalmente, os experimentos de leilões na UFV mostraram maior disponibilidade a pagar pelos bens do que naqueles realizados na URCA, exceto para o *pendrive*; e que o CPF funciona efetivamente como uma âncora para a avaliação dos produtos, principalmente naqueles bens cujo valor é de 3 dígitos.

REFERÊNCIAS

ARIELY, D. *Previsivelmente irracional*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2008.

DONALD, S. G.; PAARSCH, H. J. Piecewise pseudo-maximum likelihood estimation in empirical models of auctions. *International Economic Review*, v. 34, n. 1, 121-148, 1993.

FERNANDES, B. V. R.; SILVA, C. A. T.; SILVA, J. L. Efeito da informação na simulação de um leilão de preço reserva. Campo Largo: *Revista Eletrônica de*

- Ciências Administrativa (RECADM)*, 2009. Disponível em: < <http://revistas.facecla.com.br/index.php/recadm/> > .
- FONSECA, J. S. da; MARTINS, G. de A. *Curso de Estatística*. 6. ed. São Paulo: Atlas, 1996.
- GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. 6 ed. New York: Prentice Hall, 2008
- GUERRE, E., PERRIGNE, I.; VUONG, Q. Optimal nonparametric estimation of first-price auctions. *Econometrica*, v. 68, n. 3, 525-574, 2000.
- JEHLE, G. A.; RENY, P. J. *Advanced Microeconomic Theory*. 2. ed. New York: Addison Wesley, 2001.
- JOHNSTON, J.; DINARDO, J. *Métodos econométricos*. 4. ed. Lisboa: McGraw Hill, 2001. 573p.
- KLEMPERER, P. *Auctions: Theory and Practice*. New Jersey: Princeton University Press, 2004.
- LAFFONT, J.-J.; OSSARD, H.; VUONG, Q. Econometrics of first-price auctions. *Econometrica*. v. 63, n. 4, 953-980, 1995.
- LAFFONT, J.-J. Game Theory and empirical econometrics: the case of auction data. *European Economic Review*. v. 41, n. 1, 1-35, 1997.
- MENEZES, F. M.; MONTEIRO, P. K. *An Introduction to Auction Theory*. New York: Oxford University Press, 2005.
- MILGRON, P.; WEBER, R. A Theory of Auctions and Competitive Bidding. *Econometrica*. v. 50, p. 1089-1122, 1982.
- SHNEYEROV, A. An empirical study of auction revenue rankings: the case os municipal bonds. *Rand Journal of Economics*, v. 37, n. 4, p. 1005-1022, 2006.
- THALER, R. H. Anomalies: The winner`s curse. *The Journal of Economic Perspectives*, v. 2, n. 1, p. 191-202, 1988.
- VANZAN, D. M. *O fenômeno do vencedor em leilões: um estudo experimental*. Dissertação de Mestrado. Rio de Janeiro: Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2004.
- VICKREY, W. Counterspeculation, auctions, and competitive sealed tenders. *Journal of Finance*, v. XVI, p. 8-37, 1961.
- VIEIRA, S. *Análise de variância: (Anova)*. São Paulo: Atlas, 2006.

APÊNDICE

Tabela A1 - Estatísticas descritivas dos estudantes que participaram da pesquisa – URCA e UFV, 2010

Estatística	CPF		Idade		Renda	
	URCA	UFV	URCA	UFV	URCA	UFV
Média	230,65	319,94	24,91	22,67	1.178,05	1.213,53
Mediana	41,00	105,00	24,00	22,00	700,00	1.200,00
DP ¹	326,15	301,18	5,84	3,46	1.095,99	805,33
CV ²	1,41	0,94	0,23	0,15	0,93	0,66
Máximo	998,00	997,00	50,00	32,00	6.000,00	5.000,00
Mínimo	0,00	10,00	17,00	17,00	150,00	300,00
Assimetria	1,21	0,63	1,42	0,61	2,30	2,71
Curtose	2,77	1,79	5,44	2,65	9,20	13,90

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: 1 – DP – Desvio padrão; CV – Coeficiente de variação

Tabela A2 – Estatísticas descritivas dos preços que os estudantes estavam dispostos a pagar pelos produtos eletrônicos – URCA, 2010

Estatísticas	Leilão de primeiro preço					Leilão de segundo preço				
	pppd	ppca	ppce	ppre	pppr	sppd	spca	spce	spre	sppr
Média	37,96	307,53	321,72	50,45	18,28	48,33	380,88	405,44	70,24	25,12
Mediana	27,50	294,50	300,00	25,00	10,00	35,00	350,00	350,00	42,50	15,00
Desvio padrão	56,32	153,93	182,52	55,31	46,26	62,07	180,12	209,30	70,27	58,01
Coefic. de Variação	1,48	0,50	0,57	1,10	2,53	1,28	0,47	0,52	1,00	2,31
Máximo	480,00	1.000,00	880,00	300,00	480,00	510,00	1.050,00	1.000,00	350,00	600,00
Mínimo	9,99	40,00	25,00	0,00	0,00	15,00	45,00	30,00	0,00	0,00
Assimetria	6,13	1,37	0,90	1,99	9,09	5,69	1,11	0,76	1,66	8,93
Curtose	43,70	6,36	3,47	7,11	90,36	38,23	4,39	3,13	5,35	87,95
Tipo/Com informação	pppdi	ppcai	ppcei	pprei	pppri	sppdi	spcai	spcei	sprei	sppri
Média	36,68	338,20	451,94	86,03	64,77	45,95	411,99	562,50	116,33	88,75
Mediana	30,00	300,00	450,00	60,00	49,95	40,00	394,50	520,00	80,00	55,00
Desvio padrão	21,73	122,65	219,56	71,62	61,72	26,80	142,63	280,45	93,59	90,75
Coefic. de Variação	0,59	0,36	0,49	0,83	0,95	0,58	0,35	0,50	0,80	1,02
Máximo	200,00	700,00	1.500,00	350,00	350,00	250,00	900,00	2.000,00	400,00	450,00
Mínimo	10,00	22,00	22,00	0,00	0,00	20,00	110,00	100,00	0,00	0,00

(continua...)

Assimetria	4,21	0,46	1,25	1,42	1,71	4,33	0,85	2,00	1,18	1,79
Curtose	30,10	3,66	6,77	4,83	6,41	31,39	3,98	10,06	3,79	5,81

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: pp = primeiro preço; sp = segundo preço; i = informação; pd = pendrive; ca = câmera; ce = celular; re = relógio; pr = porta-retrato.

Tabela A3 – Estatísticas descritivas dos preços que os estudantes estão dispostos a pagar pelos produtos eletrônicos – UFV, 2010

Tipo/Sem informação	Leilão de primeiro preço					Leilão de segundo preço				
Estatísticas	pppd	ppca	ppce	ppre	pppr	sppd	spca	spce	spre	sppr
Média	37,58	382,57	424,58	83,49	21,03	46,79	443,74	494,65	109,94	27,75
Mediana	30,00	350,00	400,00	80,00	15,00	40,00	400,00	500,00	90,00	21,00
Desvio padrão	19,60	170,73	208,01	59,14	26,02	25,95	199,19	230,52	88,80	27,92
Coefic. de Variação	0,52	0,45	0,49	0,71	1,24	0,55	0,45	0,47	0,81	1,01
Máximo	100,00	900,00	1.000,00	250,00	230,00	150,00	1.000,00	1.100,00	580,00	235,00
Mínimo	5,00	100,00	45,00	8,00	1,99	10,00	105,00	50,00	10,00	3,00
Assimetria	1,43	1,07	0,45	0,87	5,85	1,65	0,92	0,46	1,98	4,84
Curtose	5,02	4,05	2,56	3,10	45,07	5,85	3,34	2,71	9,73	33,81

Tipo/Com informação	Leilão de primeiro preço					Leilão de segundo preço				
Estatísticas	pppdi	ppcai	ppcei	pprei	pppri	sppdi	spcai	spcei	Sprei	sppri
Média	47,95	452,21	738,01	122,67	98,89	59,71	529,86	889,66	181,66	122,25
Mediana	40,00	450,00	680,00	100,00	80,00	50,00	500,00	750,00	150,00	90,00
Desvio padrão	22,24	183,63	455,69	88,05	96,61	32,78	234,43	611,04	244,13	111,14
Coefic. de Variação	0,46	0,41	0,62	0,72	0,98	0,55	0,44	0,69	1,34	0,91
Máximo	145,00	1.000,00	2.700,00	500,00	600,00	200,00	1.500,00	3.000,00	2.210,00	750,00
Mínimo	16,00	150,00	85,00	9,00	4,99	17,00	155,00	100,00	10,00	5,00
Assimetria	1,79	0,79	1,98	1,57	2,61	2,34	1,23	1,91	6,21	2,39
Curtose	7,33	3,39	8,13	6,86	12,02	9,57	5,28	6,56	50,66	12,23

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: pp = primeiro preço; sp = segundo preço; i = informação; pd = pendrive; ca = câmera; ce = celular; re = relógio; pr = porta-retrato.