

LUIZ FERNANDO PALIN DROUBI
CARLOS AUGUSTO ZILLI
NORBERTO HOCHHEIM

AVALIAÇÃO DE IMÓVEIS A PARTIR DE DADOS DE OFERTA E TRANSAÇÃO

Trabalho de Avaliação

Goiânia/GO
2021

Avaliação de imóveis a partir de dados de oferta e transação

Teoria e simulações

16/09/2021

Resumo

Um dos grandes problemas práticos da Engenharia de Avaliações no Brasil é a falta de dados de mercado envolvendo transações de imóveis para elaboração de avaliações com o Método Comparativo de Dados de Mercado. É usual, portanto, a utilização de dados de oferta para a confecção de modelos estatísticos, visando utilizá-la como parâmetro para a aferição do valor de venda. Este trabalho pretende demonstrar diversas formas para o tratamento destes dados de oferta, buscando um conjunto de procedimentos que propiciem a obtenção de resultados consistentes, qualquer que seja o método aplicado.

1 Introdução

A avaliação de imóveis é uma atividade complexa cujo objetivo principal é a estimação do valor de mercado de um imóvel em específico a partir de um método que, preferencialmente, deve ser comparativo, ou seja, um método que permita estimar o valor do imóvel em questão (avaliando) comparando-o a outros imóveis no mesmo mercado com características físicas semelhantes ao imóvel avaliando.

Muitas das dificuldades presentes na avaliação de imóveis são decorrentes de falhas de mercado, que são comuns no mercado imobiliário: bens heterogêneos, baixa liquidez, pouca informação a respeito dos preços praticados, decorrentes do baixo número de transações (se comparado com outros mercados mais líquidos, como o mercado mobiliário, por exemplo, em que milhares de negociações do mesmo ativo podem ocorrer a cada minuto).

Não bastassem os problemas todos já relatados, em mercados predominantemente informais, como o brasileiro, a atividade de avaliação de imóveis ainda enfrenta uma dificuldade mais grave: a quase que total ausência de informações de valores de transações em alguns mercados, ou a baixa quantidade de transações entre partes independentes (*arm's length transactions*), únicas transações realmente relevantes ao avaliador de imóveis. Assim, uma das formas

desenvolvidas pelos avaliadores para tentar contornar o problema da falta de informações de transações independentes para propiciar a correta avaliação de um imóvel foi a de lançar mão da utilização de dados de anúncios de imóveis encontrados em diversas fontes de pesquisa, utilizando-os isoladamente ou em conjunto com dados de transações, para constituir a variável proxy para estimação do valor de mercado.

Desta estratégia, porém, surgiu um problema adicional, a saber, o problema de como homogeneizar os dados provenientes de anúncios, ou dados de oferta, com os dados obtidos de transações efetivamente ocorridas, de maneira a não viesar o valor estimado do imóvel avaliando.

2 Revisão Bibliográfica

Chinloy (1980) parece ter sido o primeiro trabalho a abordar o fator oferta de maneira científica, assumindo que os dados de oferta e transação estão relacionados por um fator oferta multiplicativo, ou seja, um fator que, aplicado aos dados de oferta os levaria aos valores reais das transações.

HOROWITZ (1992), posteriormente, abandonou a hipótese da relação multiplicativa entre os dados de oferta e de transação, adotando uma hipótese menos restritiva em que os valores de transação são menores do que os valores anunciados, chegando a um modelo mais complexo, com o qual conseguiu obter os valores transacionados com grande precisão a partir dos dados de oferta.

Mais recentemente, porém, Haurin et al. (2013) mostram que em períodos de *boom* no mercado imobiliário, os preços de venda podem superar os preços listados, ou anunciados.

2.1 Considerações a respeito da teoria de Valor de Mercado

De acordo com MOOYA (2009), quanto à definição de valor de mercado no contexto da teoria econômica neoclássica, corrente hoje predominante dentro da análise econométrica, existem duas visões conflitantes: a primeira estabelece o valor de mercado como o valor mais provável de um imóvel, ou seja, o valor médio da distribuição de probabilidades, enquanto na segunda o valor de mercado é definido pelo máximo valor possível. Segundo os defensores desta última tese, o valor de mercado seria o valor máximo, pois seria o máximo preço possível de se obter na negociação do imóvel, o que estaria em linha com a definição mais geral de valor de mercado, por exemplo, como definido pela IVSC¹:

o valor de mercado é a quantia estimada pela qual uma propriedade deve ser negociada, na data de avaliação, entre um promitente comprador e um promitente vendedor, entre partes independentes, após um tempo adequado de exposição ao mercado, em que ambas as partes ajam com conhecimento, prudência e sem compulsão

¹Tradução Livre.

Em suma, de acordo com esta visão, por que alguém negociaria um imóvel de acordo com o seu valor médio e não com o seu valor máximo? A única razão para se vender um bem por um valor abaixo do seu valor máximo possível seria a necessidade de vendê-lo, por questões de ordem financeira, por exemplo. Mas, se isto ocorre, é porque então a transação não se deu de uma forma voluntária, parafraseando a definição de mercado da **ABNT (2019)**, ou seja, esta transação não seria representativa do valor de mercado do imóvel.

Por outro lado, como notado por **MOOYA (2009)**, isto vai de encontro ao senso comum: Quanto mais próximo se chega da extremidade superior da distribuição, mais se chega próximo a negociações atípicas ou especiais e, portanto, menos representativas do sentimento do mercado o preço de venda se torna. A maioria das definições de valor de mercado assumem compradores e vendedores típicos.

Como conciliar, então, estas duas definições de valor de mercado? Para **MOOYA (2009)** isto é possível através da consideração da Teoria dos Custos de Transação: se o vendedor tem informação total sobre todas as ofertas potenciais, a propriedade será vendida ao maior preço possível, porém, se na realidade o vendedor não tiver a informação completa sobre o tamanho e a distribuição das ofertas do mercado sobre o seu imóvel, o valor de mercado é o valor mais provável.

As visões conflitantes sobre o valor de mercado, portanto, advém das hipóteses feitas pela teoria neoclássica a respeito do funcionamento dos mercados: atores racionais, com informações completas acerca do mercado, etc., hipóteses estas que, claramente, não são atendidas no caso do mercado imobiliário, ou então nem seriam necessários os avaliadores de imóveis (**MOOYA, 2009**).

A Teoria dos Custos de Transação, portanto, é uma teoria capaz de fornecer melhores *insights* a respeito do funcionamento do mercado imobiliário e do papel do avaliador de imóveis: este tem a função de inserir informação no mercado, possibilitando assim que o mercado balize suas expectativas e as transações ocorram em torno dos valores de mercado estabelecidos por eles. Obviamente que isto não quer dizer que os avaliadores influenciem o mercado de maneira consciente ou voluntariamente, mas apenas que eles efetivamente o fazem, ainda que inconscientemente (**MOOYA, 2009**).

2.1.1 A Teoria de Custos de Transação e o fator oferta

Assim como a Teoria dos Custos de Transação pode fornecer *insights* a respeito de como ocorrem as transações no mercado imobiliário, ela também pode ser útil para analisar o papel do fator oferta e por que o fator oferta atualmente pode assumir quaisquer valores em torno da unidade, ao contrário do que ocorria até algum tempo atrás, em que o fator era visto e modelado como um fator que assumia um valor menor do que a unidade (ver, por exemplo, **HOROWITZ, 1992**), i.e. o fator oferta era modelado como um fator que emularia o desconto sempre aplicado aos valores ofertados dos imóveis, o que hoje em dia nem sempre é a realidade do que ocorre em muitos mercados desenvolvidos.

Analogamente ao que ocorre com a teoria de valor de mercado, onde as visões conflitantes dizem respeito a uma ótica do vendedor, acredita-se que o mesmo possa explicar as variações do fator oferta segundo as condições de liquidez do mercado imobiliário: numa condição de baixa liquidez, para um determinado tipo de imóvel, pode-se vislumbrar que exista uma distribuição de propostas por este tipo de imóvel, ou seja, pode-se vislumbrar que os valores que os diversos potenciais compradores de um determinado tipo de imóvel estariam dispostos a pagar estejam dispostos segundo uma distribuição normal; por outro lado, também é possível imaginar que os valores ofertados pelos proprietários destes imóveis, ou seja, os potenciais vendedores, também siga uma distribuição normal, porém com média superior à média dos valores das propostas dos potenciais compradores, de maneira que, neste mercado, as duas distribuições podem ser vistas na Figura 1. Na interseção das distribuições das potenciais propostas de compra com a distribuição dos valores de oferta ocorrem as transações.

Deve-se salientar que não se pretende com esta figura argumentar que apenas se transacionam os imóveis cujos valores ofertados se localizem na cauda inferior da distribuição de probabilidades, mas apenas que, independente do valor ofertado do imóvel, para que a transação se realize, necessariamente o vendedor deve conceder um desconto, neste cenário de mercado desaquecido, para que a transação ocorra². Ora, a razão entre a média dos valores ofertados para aquela tipologia de imóvel e a média dos valores efetivamente transacionados é, na prática, o que denomina de fator oferta.

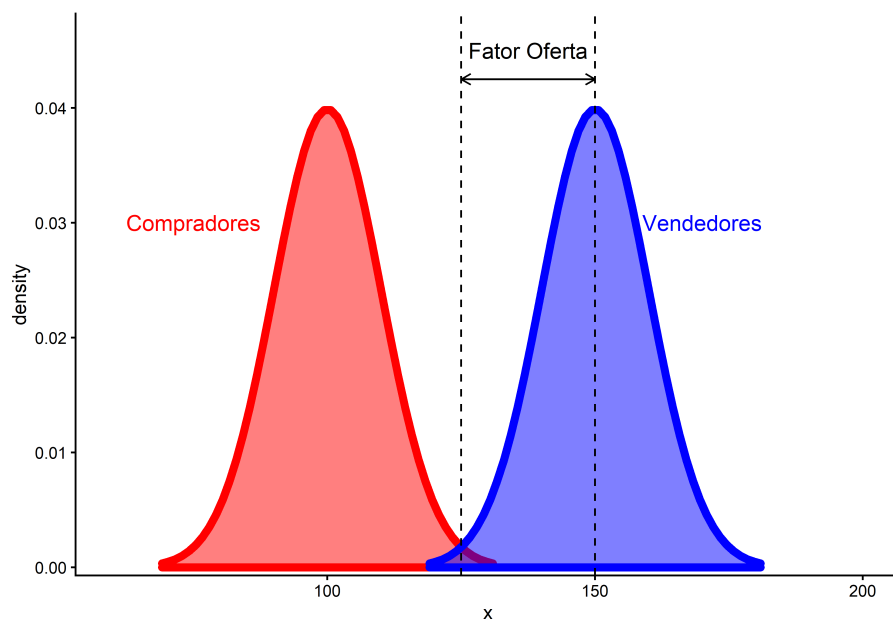


Figura 1: Distribuição de potenciais propostas e ofertas de um determinado tipo de imóvel. Cenário de mercado desaquecido.

Uma vez que este mercado se aqueça por um fator qualquer exógeno (pode-se imaginar, por exemplo, o aumento da oferta de financiamento imobiliário,

²Tampouco deve o leitor imaginar que estejamos propondo que tanto a distribuição de ofertas e propostas assumam efetivamente a distribuição normal

o que, por sua vez, aumenta o número de potenciais compradores de imóveis do tipo estudado), pode-se prever que a distribuição das potenciais propostas se desloque no sentido das ofertas existentes. Imaginando que, pelo menos no médio prazo a distribuição de ofertas não se altere, ter-se-ia as distribuições da Figura 2.

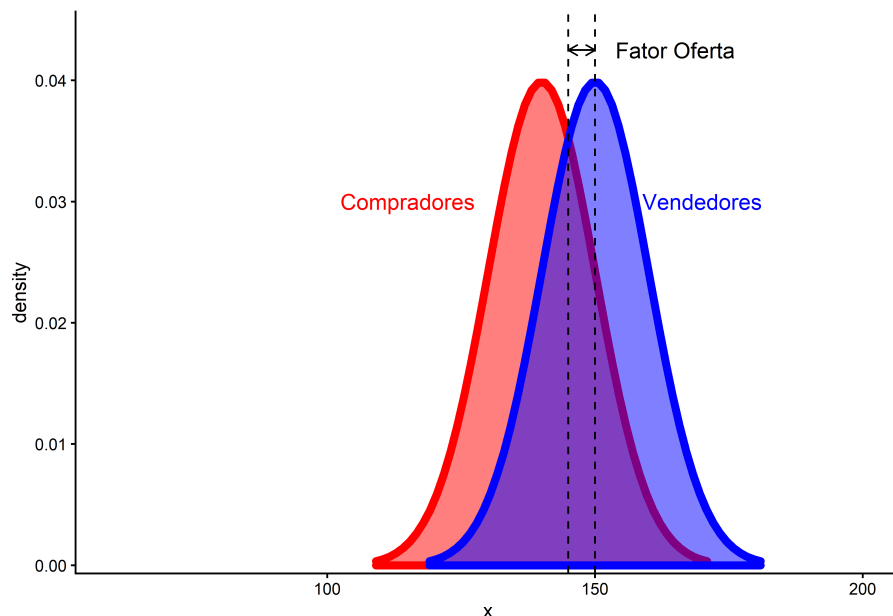


Figura 2: Distribuição de potenciais propostas e ofertas de um determinado tipo de imóvel. Cenário de mercado desaquecido.

Pode-se argumentar que, uma situação comum nos mercados mais desenvolvidos onde, na presença de uma oferta de financiamento imobiliário muito maior do que a existente nos mercados menos desenvolvidos, e com restrições ao aumento da oferta de habitação em curto e médio prazo, ou seja, num ambiente em que o mercado esteja altamente comprador, não existe um fator impeditivo para que a distribuição das propostas não possa superar a distribuição de ofertas dos imóveis de uma determinada tipologia, situação em que o fator oferta passa a assumir valores maiores de que a unidade, o que foi efetivamente verificado em trabalhos científicos como o de [HAURIN et al. \(2013\)](#).

Desta forma, modelos muito interessantes para a descoberta do fator oferta, como o proposto por [HOROWITZ \(1992\)](#), ficam comprometidos na atualidade, haja vista que uma das hipóteses do modelo de [HOROWITZ \(1992\)](#) era que o fator oferta era sempre menor do que um.

2.2 Aspectos normativos sobre o fator oferta

No que se refere aos aspectos normativos com relação à aplicação do fator oferta, não há diferenças relevantes entre as duas principais normas de avaliação de imóveis no mercado brasileiro, [ABNT \(2011\)](#) e [IBAPE/SP \(2011\)](#): ambas preveem a possibilidade de aplicação do fator oferta antes do tratamento

estatístico ou fatorial dos dados. Enquanto a norma **IBAPE/SP (2011)**, no entanto, estabelece que o fator oferta deve ser aplicado antes do tratamento dos dados por outros fatores de homogeneização (item 10.6), a **ABNT (2011)** permite ao avaliador escolher entre a aplicação do fator oferta aos dados pesquisados antes do tratamento estatístico ou ao valor previsto pelo modelo de regressão linear (ou outro método eventualmente aplicado), através da utilização do campo de arbítrio do avaliador.

Um problema, no entanto, parece ser comum às duas normas: ambas preveem que o fator oferta, ou qualquer outro fator utilizado, seja “homogeneizante,” e solicitam a verificação dessa homogeneização isoladamente e/ou em conjunto:

Os fatores obrigatórios apresentados (localização, área, testada, profundidade, frentes múltiplas, padrão construtivo e depreciação) devem ser testados, nas tipologias pertinentes, e verificadas suas condições de serem homogeneizantes, comprovadas através da redução de coeficiente de variação. Não é objetivo obter o menor coeficiente de variação, mas sim o modelo que melhor represente o comportamento de mercado. O fator que, de “per si,” indicar a heterogeneização da amostra, só deve ser eliminado na aplicação conjunta de todos os fatores. (**IBAPE/SP, 2011, p. 10.6.4**)

Para a utilização deste tratamento é recomendável que seja evitado o uso de fatores que, aplicados isoladamente em relação ao avaliando ou ao paradigma, heterogeneizem os valores originais. Essa recomendação só é válida com a confirmação do efeito de heterogeneização, após a aplicação conjunta dos fatores. (**ABNT, 2011, p. B.6**)

Como pretende-se demonstrar neste trabalho, esta não é uma recomendação interessante para o fator oferta, haja vista que o fator oferta pode levar, após a sua aplicação, a uma variável com coeficiente de variação maior do que a variável original, composta de uma mistura de valores ofertados e transacionados (ver **Estudo de Caso 1**).

2.2.1 Diferenças Honestas Significantes de Tukey

Se a aferição do coeficiente de variação antes e após o processo de homogeneização não é um bom critério para aferir se houve de fato homogeneização dos dados, qual critério o seria?

Defende-se neste trabalho que o melhor critério para a averiguação da eventual real homogeneização dos dados não pode ser um critério que leve em conta apenas uma variável isoladamente, como faz o critério do Coeficiente de Variação, mas um critério que controle as diferenças entre os valores dos dados ofertados e efetivamente transacionados para as outras covariáveis influenciadoras do valor do imóvel.

2.3 Variância, desvio-padrão, intervalo de confiança e coeficiente de variação

Segundo Matloff [(2009), p. 54], a variância ($\mathbb{V}$) do produto de uma variável aleatória (U) por uma constante (cU) é igual à variância desta mesma variável aleatória U , multiplicada pela constante ao quadrado (c^2), i.e.:

$$\mathbb{V}(cU) = c^2\mathbb{V}(U) \quad (1)$$

Isto tem implicações na Engenharia de Avaliações, já que, apesar desta estar interessada na estimação da variável Valor de Venda (V_{venda}), nem sempre esta variável aleatória pode ser diretamente observada, sendo usual a utilização de dados de oferta, mais facilmente encontrados, ou seja, trabalha-se com a observação da variável V_{oferta} e presume-se que:

$$V_{venda} \approx cV_{oferta} \quad (2)$$

Onde, nos casos práticos, $c \leq 1, 0$.

Ocorre que na Engenharia de Avaliações existem ao menos duas abordagens práticas:

1. A aplicação de um fator de redução aos valores de oferta (homogeneização) antes do ajuste de um modelo estatístico com a variável.
2. A utilização da variável V_{oferta} para o ajuste de modelos estatísticos e, com o modelo ajustado, a aplicação de um fator de redução (campo de arbítrio) para a transformação do valor previsto pelo modelo estatístico em um valor de venda, que se deseja prever.

Para a obtenção da estimativa de valor central para os valores de venda a partir da segunda abordagem, basta a multiplicação do valor estimado com o modelo de ofertas, haja vista que [MATLOFF (2009), p. 47]:

$$\mathbb{E}[cU] = c\mathbb{E}[U] \quad (3)$$

Em outros termos, a estimativa de valor central para o valor de venda ($\hat{V}_{venda}$) pode ser calculado de acordo com a equação 4:

$$\begin{aligned} \hat{V}_{venda} &= \mathbb{E}[V_{venda}] \\ &= \mathbb{E}[cV_{oferta}] \\ &= c\mathbb{E}[V_{oferta}] \\ \hat{V}_{venda} &= c\hat{V}_{oferta} \end{aligned} \quad (4)$$

Ocorre que, se estima-se a variável V_{venda} através da V_{oferta} como na equação 4, pela propriedade expressa na equação 1, tem-se que:

$$\hat{V}(V_{venda}) = \hat{V}(c\hat{V}_{oferta}) \quad (5)$$

$$= c^2\hat{V}(\hat{V}_{oferta}) \quad (6)$$

Deve-se lembrar, portanto, que os intervalos de confiança fazem uso da variância estimada ($\hat{V}$) para o cálculo dos intervalos de confiança e predição dos coeficientes e dos valores previstos pelo modelo. O intervalo de confiança para a previsão de valores médios à partir de um modelo de regressão linear ajustado para uma variável dependente y pode ser calculado através da equação 7 (FARAWAY, 2004, pp. 41–42):

$$IC = \hat{y} \pm t_{(1-\alpha/2; n-k-1)} s.e.(\hat{y}) \quad (7)$$

Onde $s.e.(\hat{y}) = \sqrt{\hat{V}(\hat{y})}$ (MATLOFF, 2009, p. 272).

Isto não ocorreria caso o modelo estatístico fosse elaborado com a variável homogeneizada (V_{venda}), pois os intervalos de confiança construídos por tal modelo já estariam utilizando a variância adequada para o seu cômputo:

$$[\hat{V}_{venda} \pm t_{(1-\alpha/2; n-k-1)} s.e.(\hat{V}_{venda})] \quad (8)$$

Onde $s.e.(\hat{V}_{venda}) = \sqrt{\hat{V}(\hat{V}_{venda})}$ é o erro-padrão do estimador obtido com o modelo ajustado com a variável homogeneizada.

Porém, quando se ajusta o modelo com a variável não homogeneizada (V_{oferta}) e se obtém o valor de venda a partir da aplicação da equação 4, fazendo uso do Campo de Arbítrio do avaliador, deve-se ter em conta que o intervalo de confiança para a variável V_{venda} deve ser calculado com a variância da variável $\hat{V}_{venda}$ e não com a variável $\hat{V}_{oferta}$ obtida com os valores ajustados do modelo.

Pois quando ajusta-se o modelo com os dados de oferta, obtém-se um intervalo de confiança ajustado para valores de oferta, e não para valores de venda, que é o que se deseja estimar:

$$IC_{oferta} = \hat{V}_{oferta} \pm t_{(1-\alpha/2; n-k-1)} s.e.(\hat{V}_{oferta}) \quad (9)$$

Para a obtenção do intervalo de confiança para a variável V_{venda} deve-se aplicar as transformações apropriadas, i.e. $\hat{V}_{venda} = c\hat{V}_{oferta}$ e $s.e.(\hat{V}_{venda}) = c \cdot s.e.(\hat{V}_{oferta})$, já que o erro padrão do estimador $\hat{V}_{venda}$ deve ser assim derivado:

$$\begin{aligned}
s.e.(\hat{V}_{venda}) &= \sqrt{\hat{V}(\hat{V}_{venda})} \\
&= \sqrt{\hat{V}(c\hat{V}_{oferta})} \\
&= \sqrt{c^2\hat{V}(\hat{V}_{oferta})} \\
&= c\sqrt{\hat{V}(\hat{V}_{oferta})}
\end{aligned}$$

$$s.e.(\hat{V}_{venda}) = c \cdot s.e.(\hat{V}_{oferta}) \quad (10)$$

De maneira que pode-se escrever o intervalo de confiança para a estimação do Valor de venda em termos do Valor de oferta como segue:

$$IC_{venda} = c \cdot \hat{V}_{oferta} \pm t_{(1-\alpha/2; n-k-1)} \cdot c \cdot s.e.(\hat{V}_{oferta})$$

Colocando-se c em evidência, obtem-se:

$$IC_{venda} = c \cdot [\hat{V}_{oferta} \pm t_{(1-\alpha/2; n-k-1)} s.e.(\hat{V}_{oferta})]$$

Em suma:

$$IC_{venda} = c \cdot IC_{oferta} \quad (11)$$

3 Estudos de Casos

Foram elaborados três estudos de casos pretendendo-se ilustrar como deve ser estimado o fator oferta e/ou como devem ser tratadas as amostras compostas por dados de oferta e transação para a confecção de avaliações de bens, quando os dados apresentam linearidade na escala original (estudo de caso 1) e na escala logarítmica (estudo de caso 2).

Deve-se salientar que, segundo a norma do IBAPE/SP (IBAPE/SP, 2011), na avaliação por fatores, estes devem ser aplicados na forma aditiva, o que equivale a um modelo de regressão também ajustado na forma aditiva. Já os fatores aplicados na forma multiplicativa equivalem ao ajuste de um modelo de regressão aditivo, porém na escala logarítmica (ver LIMA, 2006).

3.1 Estudo de Caso 1

Neste Estudo de Caso pretende-se mostrar que, como a norma **IBAPE/SP (2011)** determina que o fator oferta deve ser aplicado anteriormente aos outros fatores, isso muda a equivalência entre os modelos de regressão aditivos e os fatores aditivos. Como notado por **LIMA (2006)**, esta forma de aplicação dos fatores determinada pelo IBAPE/SP leva a modelos de regressão mais complexos. De que tipo, então, será este modelo? Como pretende-se mostrar, a aplicação de fatores na forma determinada pelo IBAPE/SP é equivalente ao ajuste de um modelo de regressão linear na forma aditiva, como já apontado por **LIMA (2006)**, porém com a introdução de termos de interação entre o fator oferta e a(s) variável(eis) explicativa(s) do modelo de regressão.

Para ilustrar, foram simulados 100 dados aleatórios de venda ou oferta de imóveis segundo a expressão abaixo, em que *Fonte* é uma variável dicotômica que assume o valor zero em caso de se tratar de um dado de oferta e o valor 1 no caso de se tratar de um dado de venda. Ou seja, os dados de venda foram simulados para apresentarem, em média, valor 15% menor do que os dados de oferta de imóveis. A variável *Area* expressa a área do imóvel em metros quadrados e, por fim, a variável ε é uma variável aleatória com distribuição normal, média zero e desvio padrão igual a 150.

$$VU = (1 - 0,15.Fonte)(3000 - 0,25.Area + \varepsilon) \quad (12)$$

Na Figura 3 é possível visualizar os dados gerados, assim como as retas de regressão para cada tipo de dados separadamente. Como era de se esperar, os dados de maior valor unitário, sejam de oferta ou de transação, apresentam uma maior discrepância de valores entre si relativamente aos dados de menor valor unitário, à direita do gráfico, haja vista que o fator oferta foi modelado como multiplicativo.

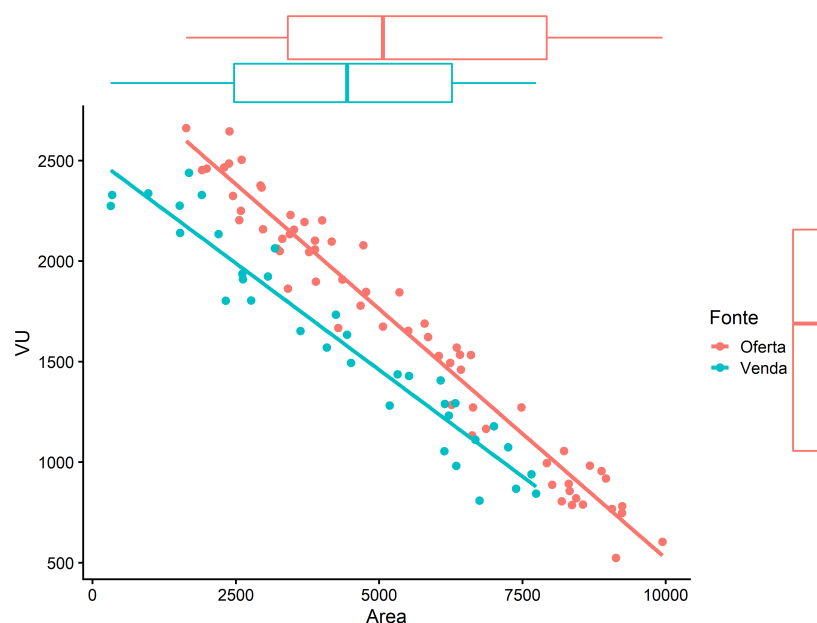


Figura 3: Dados randômicos de oferta (em vermelho) e transação (em verde)

Como é possível perceber já pela simples visualização gráfica dos dados, um modelo de regressão que contemple o fator fonte ou fator oferta na forma direta³, deverá fazê-lo por meio da adição de uma interação entre a variável *Fonte*, indicativa dos dados com origem em transação ou oferta, com as outras variáveis explicativas do modelo.

Deve-se notar que a avaliação por fatores prevista pela norma **IBAPE/SP (2011)**, em que os fatores devem ser aplicados na forma aditiva, após a aplicação do fator oferta, é equivalente ao ajuste de um modelo de regressão com forma supra-citada, em que há interação entre as variáveis explicativas do modelo e a variável indicativa de dados de oferta.

Apenas para efeito ilustrativo, ajustou-se um modelo com a variável *Fonte* na forma direta, sem a adição da interação entre ela e a variável explicativa. O modelo mostrou-se bem ajustado.

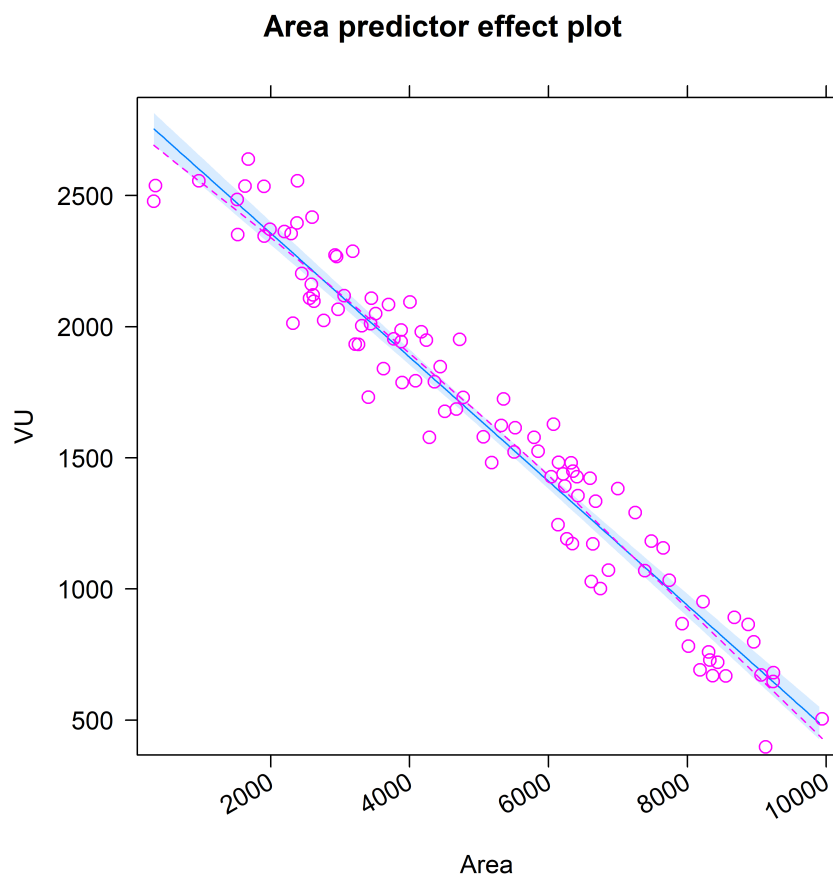


Figura 4: Fator oferta na forma direta. Má especificação do modelo.

Com esta formulação, o desconto é constante ao longo de todo o modelo. É possível verificar a falha na especificação do modelo de forma gráfica, pela análise dos gráficos diagnósticos da Figura 4 (falta de linearidade). Isto é mostrado pelo desvio da linha tracejada no gráfico da Figura 4 (a linha de tendência dos resíduos) em relação à linha cheia, em azul, *i.e.* a reta de regressão do modelo.

³Isto é, sem a utilização de transformação para a variável dependente.

Com o ajuste correto do modelo, ou seja, com a adição da interação entre a variável *Fonte* e a variável explicativa *Area*, a não-linearidade desaparece, como pode ser visto na Figura 5.

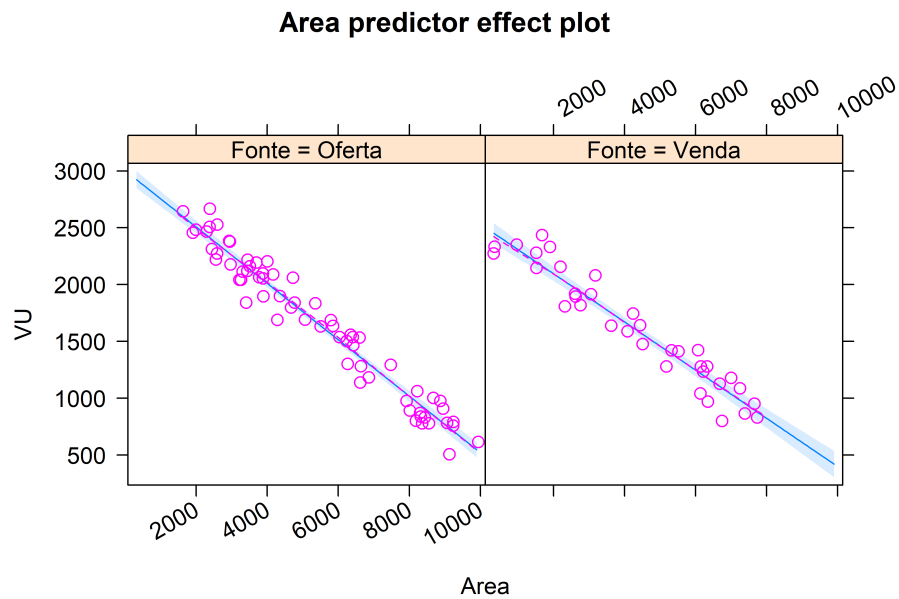


Figura 5: Resíduos parciais do modelo bem especificado para o fator oferta na forma direta.

Em suma, o modelo correto para os dados gerados conforme equação 12 pode ser visto na Figura 6.

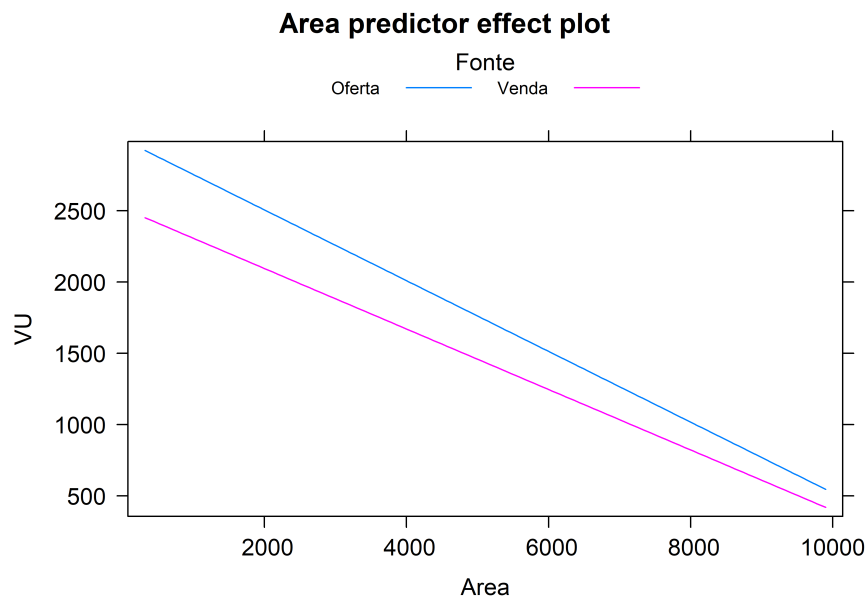


Figura 6: Fator oferta na forma direta. Modelo especificado corretamente.

Uma opção dada pela ABNT (2011) é a prévia homogeneização dos dados,

conforme item 9.2.1.3. A Figura 7 mostra como ficam os dados após a aplicação de um fator oferta de homogeneização igual a 0,85.

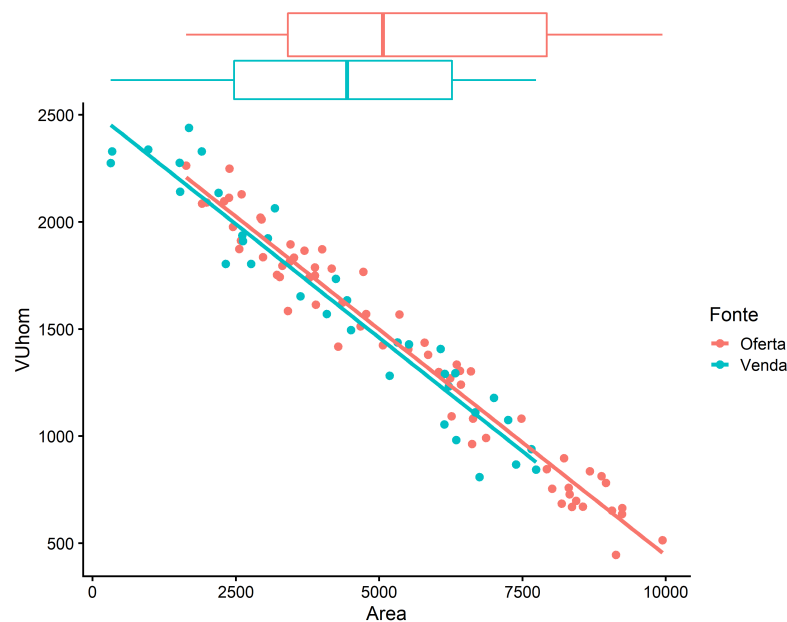


Figura 7: Dados homogeneizados.

Ao se verificar o coeficiente de variação antes e após a aplicação do fator oferta, o avaliador perceberia que o Coeficiente de Variação da variável homogeneizada seria 0,35 é maior do que o Coeficiente de Variação (CV) da variável antes da homogeneização 0,348. Isto se deve, no entanto, apenas ao fato que os dados de oferta e de transação possuem *ranges* diferentes para a variável Área, sendo os limites inferior e superior dos dados de oferta superiores aos limites dos dados de transações. Com dados com áreas, em média, maiores que os dados de transação, os dados de oferta apresentam, em média, antes da homogeneização, valores unitários menores do que os dados de transação. Isto acarreta no aumento do CV após a homogeneização, já que, apesar da redução do desvio-padrão dos dados homogeneizados em relação aos dados não-homogeneizados (516/570), a média destes dados também é reduzida em relação à média original da variável (1476/1638).

Em suma, nestes casos, a aplicação do fator oferta, apesar de efetivamente homogeneizar os dados, leva a um CV maior dos dados efetivamente homogeneizados se comparado ao CV dos dados antes da aplicação do fator, o que indica que o critério para a verificação da homogeneização nas duas normas é falho.

É fácil verificar que há a efetiva homogeneização dos dados, apesar do aumento do CV, através da análise da Figura 7: os dados formam uma nuvem única de pontos, onde não se enxerga a diferença entre os dados de oferta e de transação, a não ser pelas diferentes cores em que foram plotados.

Tabela 1: Previsão de valores com o modelo mal especificado (1), bem especificado (2) e com o modelo com os dados pré-homogeneizados (3).

Área	$\hat{V}U_1$	$\hat{V}U_2$	$\hat{V}U_3$
500	2.506,98	2.413,71	2.427,81
5000	1.443,02	1.459,27	1.484,61
10000	260,85	398,79	436,60

Uma vez corretamente ajustado o modelo, suas estatísticas podem ser visualizadas (Ver Tabela 2, coluna 2) e comparadas com as estatísticas do modelo mal especificado (coluna 1) e com o modelo com os dados de oferta pré-homogeneizados (coluna 3). No entanto, deve-se atentar para o fato que o avaliador raramente conseguirá ajustar um modelo com os dados de oferta pré-homogeneizados sem o conhecimento do real valor do fator oferta. Por outro lado, mesmo que o avaliador siga com a abordagem de ajustar um modelo com a interação entre as variáveis Oferta e as demais variáveis explicativas do modelo, *i.e.*, um modelo bem especificado, como o da coluna 2, a estimação do efeito isolado do fator oferta ainda não está claro.

Tabela 2: Comparação dos modelos

	<i>Dependent variable:</i>		
	VU		VUhom
	(1)	(2)	(3)
Constant	2.939,51 (2.894,11, 2.984,91) t = 82,97***	3.002,54 (2.951,48, 3.053,59) t = 75,37***	2.532,61 (2.497,43, 2.567,79) t = 92,26***
Area	-0,24 (-0,24, -0,23) t = -41,00***	-0,25 (-0,26, -0,24) t = -36,85***	-0,21 (-0,22, -0,20) t = -42,58***
FonteVenda	-314,31 (-351,32, -277,29) t = -10,88***	-482,78 (-562,22, -403,33) t = -7,79***	
Area:FonteVenda		0,04 (0,02, 0,05) t = 3,04***	
Observations	100	100	100
R ²	0,95	0,95	0,95
Adjusted R ²	0,94	0,95	0,95
Residual Std. Error	134,48 (df = 97)	129,11 (df = 96)	117,59 (df = 98)
F Statistic	842,46*** (df = 2; 97)	612,38*** (df = 3; 96)	1.813,14*** (df = 1; 98)

Notas:

*p<0,3; **p<0,2; ***p<0,1

Uma opção é realizar previsões de valores com o modelo bem especificado para dados de oferta e dados de transação, calculando posteriormente a razão entre eles, chegando ao fator oferta estimado pelo modelo.

Fonte	emmean	SE	df	lower.CL	upper.CL
Oferta	1752.55	16.22	96	1731.62	1773.48
Venda	1451.01	22.88	96	1421.49	1480.54

Pode-se obter dos resultados previstos que o valor do Fator Fonte é de, aproximadamente, 0,83 com intervalo de confiança entre (0,80, 0,85) ao nível de 80%.

Outra possibilidade, então, para a obtenção do fator oferta sem a necessidade de ajustamento de modelos e realização de previsões consiste em utilizar um algoritmo de otimização das diferenças honestas de Tukey. Tal algoritmo consiste na aplicação de um processo de otimização a uma função que aplica um multiplicador aos dados de oferta e busca, através da variação deste multiplicador, atingir o objetivo de minimizar a diferença média entre os dados de oferta e os dados de venda, após o controle dos outros covariantes.

```
optimise(THSD, c(0.5, 2), tol = 0.0001,
        data = dados, response = "VU", predictors = "Area",
        factor = "Fonte", level = "Venda")
```

```
## $minimum
## [1] 0.8292395
##
## $objective
## [1] 0.001094597
```

Por este processo é possível obter o valor do fator oferta antes do ajuste do modelo. Ressalvas devem ser feitas, no entanto, que o algoritmo prevê a linearidade das relações entre a variável dependente e as variáveis independentes, hipótese que deve ser preliminarmente checada.

É fácil demonstrar que, caso houvesse outras variáveis explicativas no modelo, deveriam também ser adicionados os termos de interação entre elas e o fator oferta.

3.2 Estudo de Caso 2

Um caso especial para o ajuste do fator oferta aparece quando da aplicação da transformação da variável dependente para a escala logarítmica, o que é muito comum na Engenharia de Avaliações. A transformação, porém, não deve ser feita em função apenas da necessidade de estimação do fator oferta: uma vez averiguada a necessidade de transformação da variável dependente para a escala logarítmica, pode-se simplesmente adicionar a variável *Fonte* ao lado

direto da equação de regressão, sem a necessidade da adição de termos de interação⁴.

Para ilustrar este fato foram gerados, então, 100 dados de oferta/transações através da seguinte expressão, com $\varepsilon \sim N(0, 0,05^2)$ ⁵:

$$VU = \exp(7,5 - 0,25 \cdot \log(\text{Area}) - 0,1625 \cdot \text{Fonte} + \varepsilon)$$

Os dados gerados podem ser visualizados na Figura 8. Como se pode notar, é possível verificar, pela simples análise exploratória dos dados, que existe uma necessidade de transformação de variáveis para a satisfação da hipótese da linearidade.

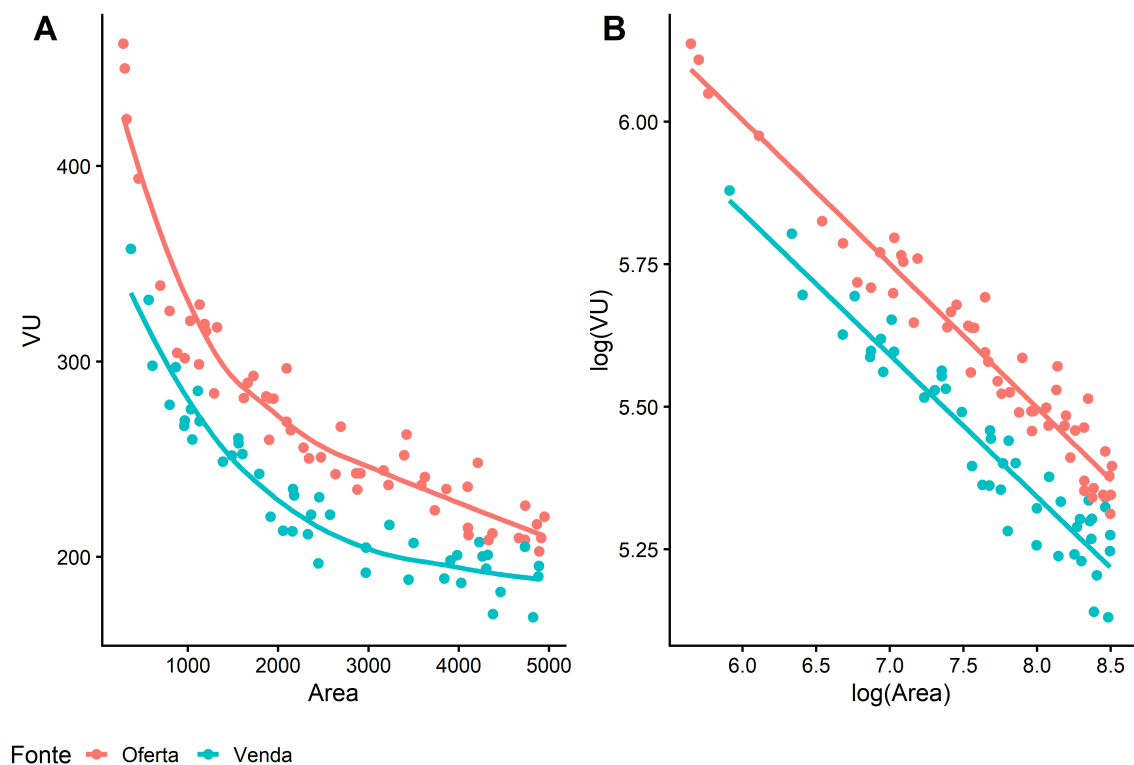


Figura 8: Dados com distribuição lognormal.

Uma vez transformadas, então, a variável VU e a variável Área para a escala logarítmica, pode-se simplesmente ajustar um modelo aditivo, com a inclusão da variável Fonte.

Os gráficos de efeitos das variáveis do modelo (Figura 9), juntamente com os resíduos parciais mostram não haver problema de não-linearidade.

⁴Isto decorre do fato que a equação de regressão na forma logarítmica, a equação de estimação, obtida pela retransformação da equação de regressão para a forma direta, através utilização da função exponencial, relaciona os termos de uma maneira multiplicativa. Por exemplo: se a regressão for ajustada com a forma $\log(Y) \sim \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \varepsilon$, então a equação de estimação será $Y = \exp(\beta_1 X_1 + \beta_2 X_2) = \exp(\beta_1 X_1) \cdot \exp(\beta_2 X_2)$.

⁵ $\log(0,85) = 0,1625$, o que explica a sua utilização na geração dos dados para a simulação de um fator oferta igual a 0,85 na escala log.

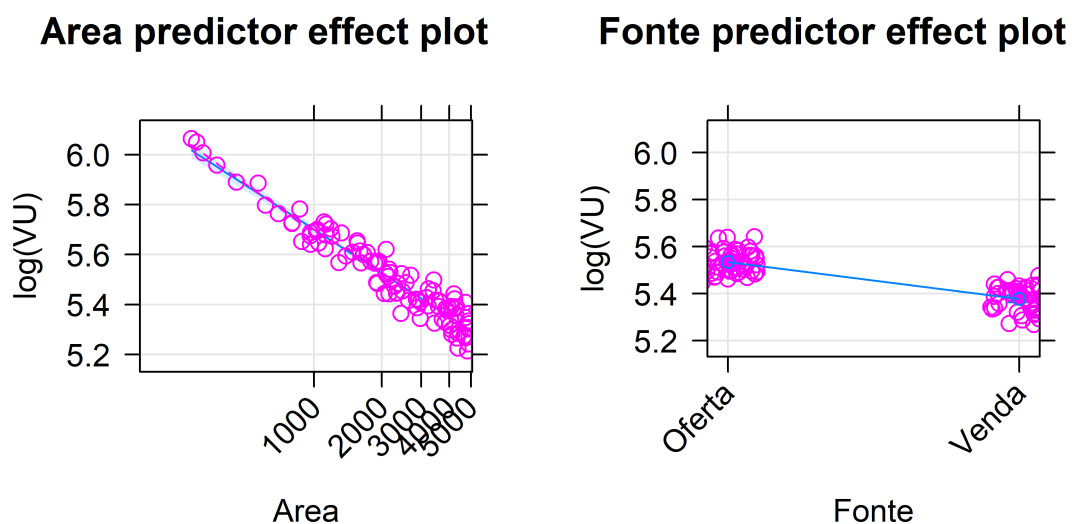


Figura 9: Gráficos de efeitos das variáveis do modelo na escala log.

O fator oferta, neste caso, pode ser facilmente obtido através da simples retransformação (exponenciação) do coeficiente da variável Oferta para a escala original, ou seja, dado que o coeficiente estimado para a variável Oferta no modelo foi, aproximadamente, igual a -0,1575 (ver Tabela 4), o fator Oferta resulta em, aproximadamente, 0,85, conforme esperado.

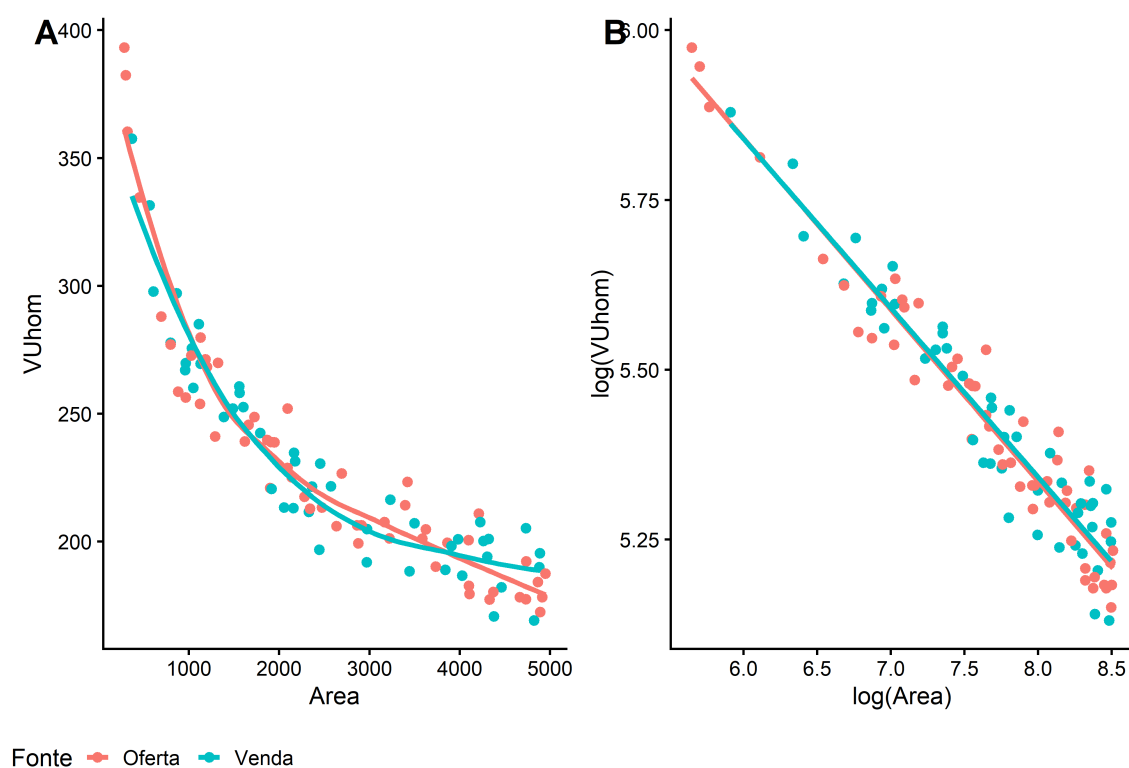


Figura 10: Dados homogeneizados.

Analogamente ao realizado no estudo de caso anterior, foi ajustado um

modelo de regressão com os dados previamente homogeneizados. Verifica-se pela análise da Figura 10 que a homogeneização ocorre de fato.

Novamente, no entanto, fica o problema de qual valor utilizar para aplicação na amostra para a correta homogeneização dos dados. Optou-se, mais uma vez, pela aplicação do algoritmo de minimização das diferenças honestas de Tukey:

```
optimise(THSD, c(0.5, 2), tol = 0.0001,
        data = dados, response = "VU", predictors = "log(Area)",
        factor = "Fonte", level = "Venda", transf = "log")
```

```
## $minimum
## [1] 0.8542646
##
## $objective
## [1] 1.119604e-05
```

As estatísticas dos modelos com a inserção de uma variável indicativa dos dados de oferta e com a utilização da prévia homogeneização podem ser vistos na Tabela 4, colunas 1 e 2, respectivamente. Note-se que, na escala log, a diferença entre os dois modelos é, na prática, apenas uma mudança de valor do intercepto.

Tabela 4: Comparação dos modelos

	<i>Dependent variable:</i>	
	log(VU) (1)	log(VUhom) (2)
Constant	7,51 (7,44, 7,58) t = 138,99***	7,35 (7,28, 7,42) t = 136,85***
log(Area)	−0,25 (−0,26, −0,24) t = −35,80***	−0,25 (−0,26, −0,24) t = −35,94***
FonteVenda	−0,16 (−0,17, −0,14) t = −15,79***	
Observations	100	100
R ²	0,94	0,93
Adjusted R ²	0,94	0,93
Residual Std. Error	0,05 (df = 97)	0,05 (df = 98)
F Statistic	776,10*** (df = 2; 97)	1.291,57*** (df = 1; 98)
Notas:	*p<0,3; **p<0,2; ***p<0,1	

3.3 Estudo de Caso 3

Para este estudo de caso foram utilizados os dados constantes de **MAN-TOVANI et al. (2019)**.

3.3.1 Análise Exploratória

Os dados contam com valores de oferta e de transação para os mesmos imóveis, ou seja, neste caso, a estimativa do fator oferta pode ser feita através da utilização da variável Fator Oferta calculada para cada imóvel separadamente.

Na Figura 11 pode ser visto como varia o fator oferta a depender do padrão construtivo do imóvel e da origem do comprador⁶. A tabela mostra a quantidade de dados de compradores segundo a origem:

	Atibaia	Fora
Simples	1	0
Médio	18	24
Superior	2	2
Fino	11	7

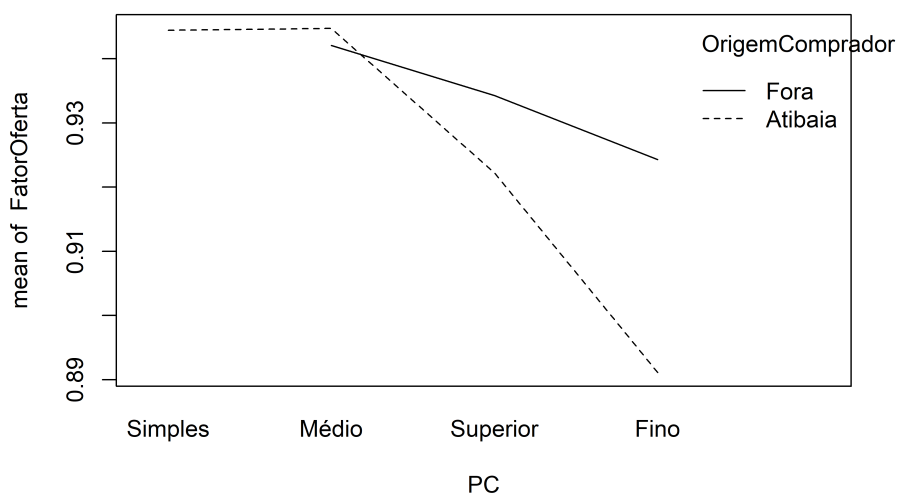


Figura 11: Variação do Fator Oferta por padrão construtivo e origem do comprador.

É possível calcular as médias separadamente segundo o padrão construtivo e a origem do comprador.

⁶Nos dados originais os compradores são divididos em diversas origens, porém não há dados suficientes em cada uma das cidades de origem dos compradores para estimação em separado, então optou-se por agrupar os compradores segundo a origem como habitantes de Atibaia ou com origem de fora da cidade.

Tabela 6: Médias simples para cada padrão construtivo e origem do comprador.

	Atibaia	Fora
Simples	0.94	NA
Médio	0.94	0.94
Superior	0.92	0.93
Fino	0.89	0.92

Mas também as médias marginais, *i.e.* as médias simples calculadas agrupando os dados por padrão ou por origem do comprador:

Tabela 7: Médias simples para cada padrão construtivo.

	x
Simples	NA
Médio	0.94
Superior	0.93
Fino	0.91

Tabela 8: Médias simples para cada origem de comprador.

	x
Atibaia	0.93
Fora	NA

3.4 Análise Estatística dos dados

Primeiramente, é necessário observar que tanto o cômputo de cada média para cada célula em separado, como efetuado na Tabela 6, como as médias calculadas agrupando-se os dados, como efetuado nas Tabelas 7 e 8, levam a resultados enganosos. Uma abordagem estatisticamente mais consistente deve levar em conta a elaboração de um modelo dos dados da variável resposta fator oferta simultaneamente contra os dois regressores, padrão construtivo e origem do comprador, controlando ainda para os outros covariantes, como Área Construída e Data da Transação. De posse do modelo é possível o cálculo posterior das médias marginais *ceteris paribus* para cada regressor, o que pode ser visto nas Tabelas 9 a 11.

A Figura 12 apresenta os gráficos dos efeitos dos regressores do modelo ajustado. As variáveis estatisticamente significativas deste modelo são as variáveis Área Construída e Data de Transação (não mostrado).

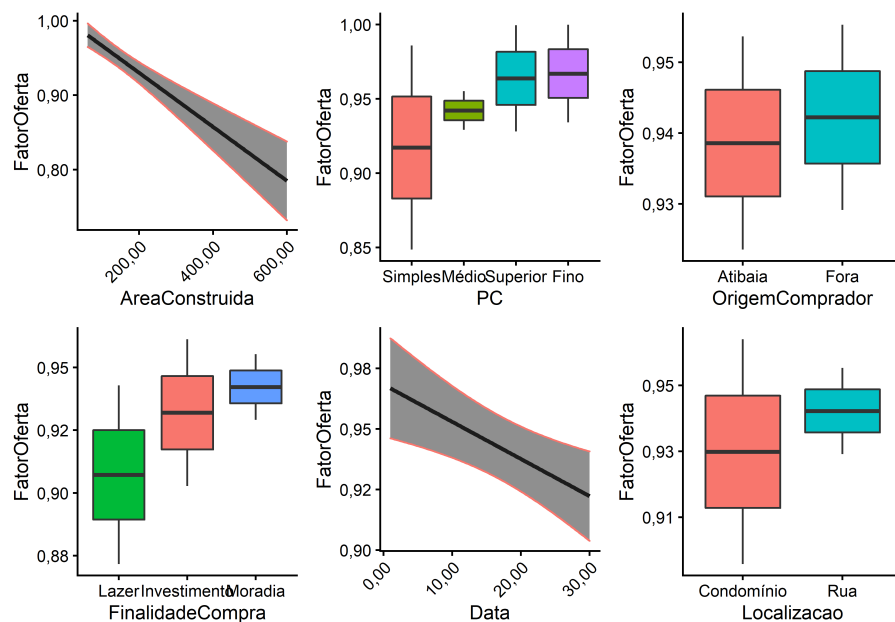


Figura 12: Efeitos dos regressores do modelo ajustado.

Um grande número de questões surgem quanto aos números obtidos desta forma ou da forma apresentada na seção anterior: qual a precisão da estimação destas médias? As médias obtidas são realmente diferentes umas das outras? Qual o intervalo de confiança de cada uma delas? Como calcular as médias marginais para cada um dos fatores?

Uma vez ajustado o modelo, pode-se computar as médias marginais para cada fator, calculando o intervalo de confiança para cada valor previsto.

Por exemplo, a média marginal para cada padrão construtivo, *i.e.* a média para cada padrão construtivo construída segundo a condição *ceteris paribus* podem ser vistas na coluna 2 da Tabela 9 e as médias marginais segundo a origem do comprador podem ser vistas na coluna 2 da Tabela 10.

Tabela 9: Médias Marginais segundo o Padrão Construtivo.

PC	emmean	SE	df	lower.CL	upper.CL
Simples	0.88	0.06	55	0.81	0.96
Médio	0.91	0.02	55	0.89	0.93
Superior	0.93	0.03	55	0.89	0.97
Fino	0.93	0.02	55	0.91	0.96

Tabela 10: Médias Marginais segundo a origem do comprador.

OrigemComprador	emmean	SE	df	lower.CL	upper.CL
Atibaia	0.91	0.02	55	0.89	0.94
Fora	0.92	0.02	55	0.89	0.94

Tabela 11: Médias Marginais segundo a finalidade da compra.

FinalidadeCompra	emmean	SE	df	lower.CL	upper.CL
Investimento	0.92	0.03	55	0.88	0.95
Lazer	0.89	0.03	55	0.85	0.93
Moradia	0.93	0.02	55	0.91	0.95

Tabela 12: Médias Marginais segundo a Localização.

Localizacao	emmean	SE	df	lower.CL	upper.CL
Condomínio	0.91	0.03	55	0.87	0.94
Rua	0.92	0.02	55	0.90	0.94

Com os resultados obtidos para cada valor de média marginal e seus intervalos de confiança é possível dizer se cada média é significativamente diferente das outras. Por exemplo, para o padrão simples, onde apenas um dado estava disponível, nada se pode dizer sobre se o fator oferta é realmente diferente dos demais fatores calculados para os outros padrões construtivos, haja vista que o intervalo de confiança para o padrão simples resultou demasiadamente amplo, contendo dentro dele os valores dos fatores calculados para os outros padrões.

Da mesma forma, não se pode afirmar, ao nível de 80%, que o fator oferta é diferente para os padrões superior, fino e médio, haja vista que os intervalos também se sobrepõem, em parte. A mesma análise para a origem do comprador nos diz que não há diferença significativa entre os fatores computados segundo a origem do comprador. Os resultados podem ser mais facilmente visualizados através de gráficos para os intervalos de confiança como os da Figura 13.

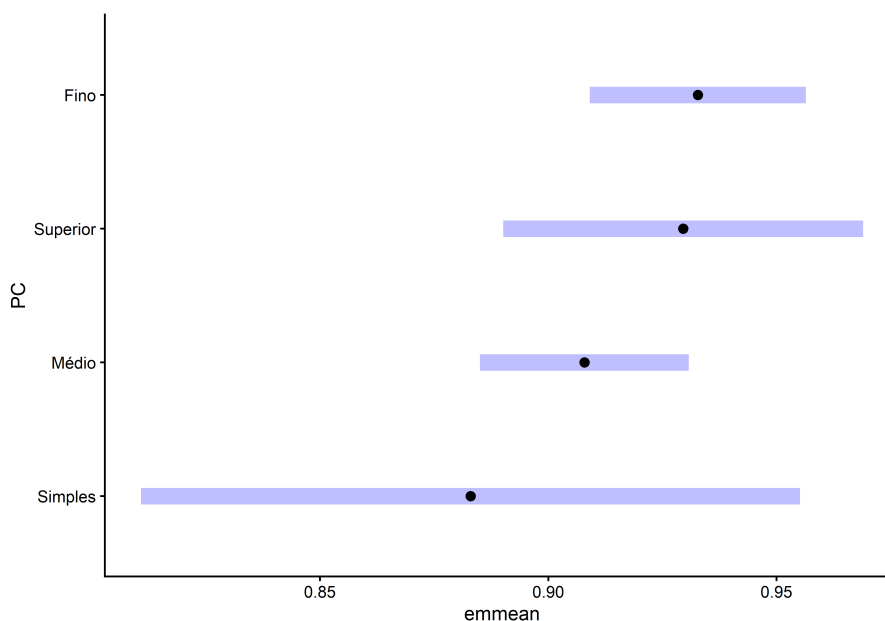


Figura 13: Intervalos de confiança para o fator oferta segundo cada padrão construtivo

Conclui-se que o fator oferta varia apenas com a área construída e com a data da transação. Mas como pode-se prever o valor do fator oferta para cada valor de área construída e cada valor de data de transação? É significativa a diferença do fator oferta entre duas áreas ou datas de transação de valores próximos uns dos outros? Através da construção de gráficos como os das Figuras 14 e 15 é possível ter as respostas.

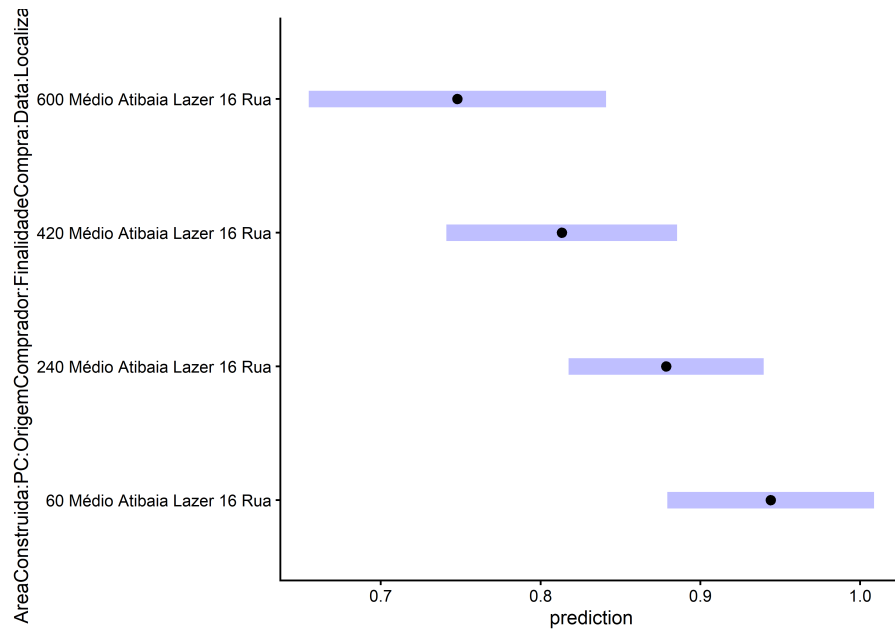


Figura 14: Variação do fator oferta por área construída.

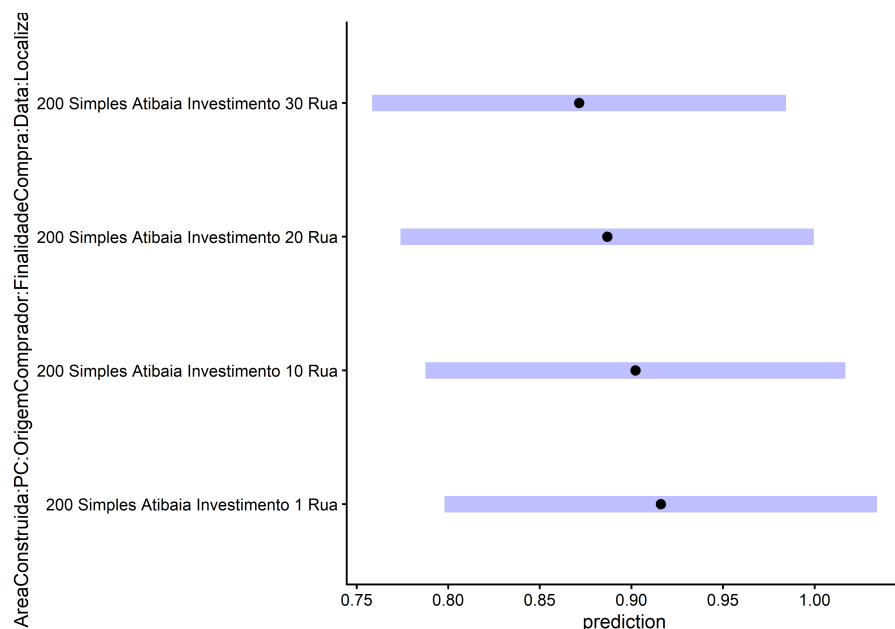


Figura 15: Variação do fator oferta por data de transação. 1 = jan/2015.

Percebe-se que, apesar da variável Data de Transação ter resultado significativo, o seu efeito é mínimo: não há diferença relevante entre o fator oferta calculado para as diferentes datas de transação.

Finalmente, uma abordagem alternativa consistiria em ajustar dois modelos de regressão, uma para os dados de oferta e outro para os dados de transação. Desta vez, porém, optou-se por manter no modelo apenas as variáveis explicativas significantes estatisticamente. As estatísticas dos coeficientes obtidos com os dois modelos podem ser vistas na Tabela 13. Os gráficos de resíduos parciais dos dois modelos podem ser vistos nas Figuras 16 e 17.

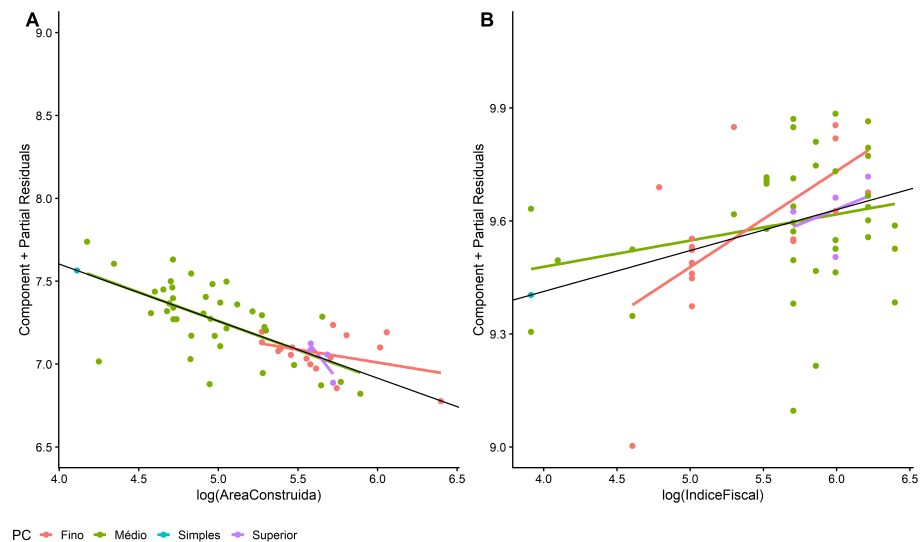


Figura 16: Modelo ajustado com os valores de oferta

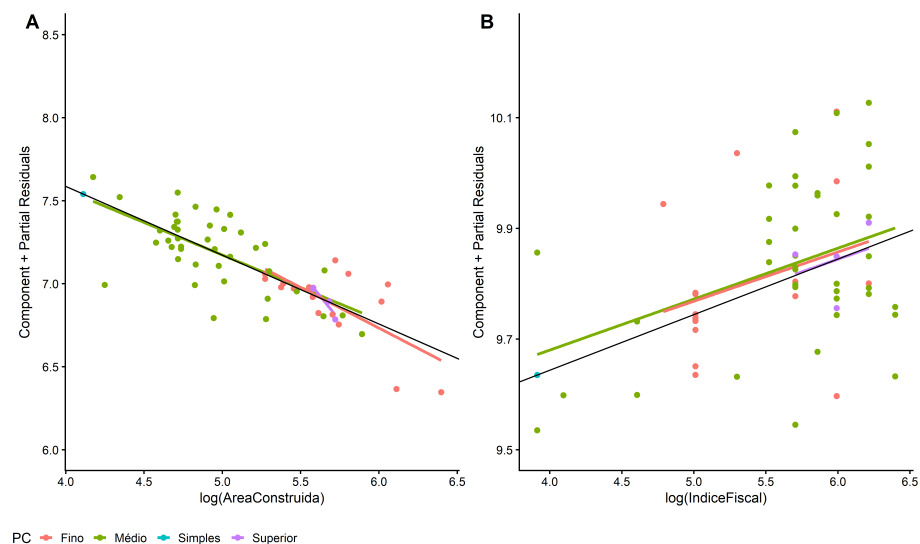


Figura 17: Modelo ajustado com os valores de transação

A análise dos gráficos dos resíduos parciais das variáveis, especialmente da variável Área Construída, mostra uma alta correlação entre esta variável e a variável padrão construtivo (em geral, os imóveis com maior área tem também melhor padrão construtivo). Assim, surge a questão: o fator oferta realmente varia de acordo com a área construída do imóvel ou seria apenas uma questão

de confusão de efeitos da variável padrão com a área construída que levou a esta conclusão equivocada?

Tabela 13: Comparação dos modelos para valores de oferta e de transação

	<i>Dependent variable:</i>	
	log(VUoferta)	log(VUvenda)
	(1)	(2)
Constant	8,98 (8,55, 9,41) t = 26,88***	9,24 (8,83, 9,66) t = 28,43***
log(IndiceFiscal)	0,11 (0,06, 0,16) t = 2,87***	0,10 (0,05, 0,15) t = 2,73***
log(AreaConstruida)	−0,34 (−0,42, −0,27) t = −5,61***	−0,41 (−0,49, −0,34) t = −6,95***
PCMédio	0,22 (−0,03, 0,46) t = 1,14*	0,29 (0,05, 0,52) t = 1,55**
PCSuperior	0,20 (−0,09, 0,49) t = 0,90	0,31 (0,03, 0,59) t = 1,41**
PCFino	0,58 (0,32, 0,84) t = 2,84***	0,65 (0,40, 0,91) t = 3,29***
Observations	65	65
R ²	0,46	0,52
Adjusted R ²	0,41	0,48
Residual Std. Error (df = 59)	0,17	0,16
F Statistic (df = 5; 59)	9,90***	12,80***

Notas: *p<0,3; **p<0,2; ***p<0,1

Entende-se que um bom teste seria atribuir ao modelo de dados de oferta os coeficientes ajustados para as variáveis área construída e índice fiscal com os coeficiente do modelo de dados de transações, mais preciso. Desta forma, os modelos de regressão tornam-se apenas em modelos simples de análise da variância entre os diversos agrupamentos da variável padrão construtivo. Os valores dos coeficientes calculados para cada padrão construtivo, na escala do modelo (log), podem ser vistos na Tabela 14. Para facilitar a comparação entre

os dois modelos, estes foram ajustados sem interceptos, assim o valor de cada coeficiente já representa o valor médio dos imóveis de cada padrão construtivo.

O cálculo do fator oferta para cada padrão construtivo, então, torna-se simples: basta subtrair o coeficiente do padrão construtivo obtido com os valores de venda do coeficiente para o padrão construtivo equivalente no modelo construído com os dados de oferta e efetuar a exponenciação: assim, o fator oferta para o padrão médio, por exemplo, é igual a $\exp(9,76 - 9,82) \approx 0,94$; para o padrão fino, igual a $\exp(10,16 - 10,27) \approx 0,90$. Para os outros padrões construtivos os intervalos de confiança dos regressores se sobrepõem, fazendo com que o cálculo do fator oferta resulte insignificante. Há um nítido aumento, porém, do fator oferta com o aumento do padrão construtivo.

Devido à forte correlação entre os regressores Área Construída e Padrão Construtivo, não é possível afirmar com confiabilidade qual destas variáveis realmente influencia o fator oferta. Com o primeiro método de análise, chegou-se à conclusão, utilizando-se todas as variáveis disponíveis, que deveria ser a área construída. Porém, utilizando-se apenas as variáveis significantes e com a hipótese de que o coeficiente da variável área construída deveria permanecer o mesmo nos modelos com os dados de oferta e de transação, chega-se à conclusão que a variável determinante é a variável padrão construtivo.

Tabela 14: Comparação dos modelos restritos

	<i>Dependent variable:</i>	
	log(VUoferta) (1)	log(VUvenda) (2)
PCSimple	9,49 (9,28, 9,71) t = 55,53***	9,44 (9,23, 9,64) t = 58,20***
PCMédio	9,82 (9,79, 9,85) t = 372,26***	9,76 (9,73, 9,79) t = 390,15***
PCSuperior	9,89 (9,78, 10,00) t = 115,70***	9,82 (9,71, 9,92) t = 121,08***
PCFino	10,27 (10,22, 10,32) t = 254,81***	10,16 (10,12, 10,21) t = 265,95***
Observations	65	65
R ²	1,00	1,00
Adjusted R ²	1,00	1,00
Residual Std. Error (df = 61)	0,17	0,16
F Statistic (df = 4; 61)	36.654,46***	40.025,77***
Notas:	*p<0,3; **p<0,2; ***p<0,1	

Os dados de Atibaia ainda são úteis para demonstrar como os intervalos de confiança são afetados pelo fator oferta. Imagine-se que um Avaliador A, com acesso apenas aos dados de oferta, ajustasse um modelo com o intuito de avaliar um imóvel localizado em uma área com índice fiscal igual a 500 e área construída igual a $350m^2$ com Padrão Fino de acabamento, enquanto outro Avaliador B tivesse disponível apenas os dados de transação. Os valores da estimativa central e dos limites dos intervalos de confiança calculados pelos modelos dos dois avaliadores podem ser vistos na tabela abaixo.

Tabela 15: Valores dos limites dos intervalos e estimativa central obtidos com dados de oferta (A) e transação (B).

Avaliador	IC_{inf}	$\hat{Y}$	IC_{sup}
A	3.421,51	3.604,90	3.798,12
B	3.089,54	3.246,37	3.411,16
Dif. (%)	9,70%	9,95%	10,19%

Imagine-se agora que o avaliador A tenha tido a sorte de escolher o fator oferta de 0,9, igual ao valor estimado para o fator oferta naquele mercado. Após a previsão dos valores, portanto, o Avaliador A tem a opção de utilizar o campo de arbítrio do avaliador para transformar a estimativa obtida com os dados de oferta numa estimativa do valor de mercado do imóvel. No entanto, como fica claro pela observação dos valores dos limites do intervalo de confiança na tabela acima, também estes limites deveriam ser multiplicados pelo fator oferta para a obtenção de intervalos consistentes com o valor de mercado obtido.

Deve-se ter em conta ainda que, ao menos com estes dados, em que o fator oferta varia com o padrão construtivo, sendo menor para os padrões mais simples de acabamento do que para os padrões mais finos, a estratégia de multiplicar os dados de oferta pelo fator oferta antes do ajuste do modelo não seria uma boa estratégia, pois levaria a distorções entre os diversos grupos de imóveis de diferentes padrões de acabamento. Por outro lado, se o comportamento do fator oferta fosse o mesmo para os diversos padrões construtivos, o resultado final seria o mesmo. Para tanto, contudo, deve-se enfatizar que o avaliador deve multiplicar os limites dos intervalos pelo fator oferta quando o ajuste do modelo é feito com os dados de transação.

4 Conclusão

Este trabalho pretende ter trazido importantes contribuições quanto ao papel do fator oferta na Engenharia de Avaliações: a necessidade de modelagem dos dados considerando a interação entre as variáveis explicativas e o fator oferta nos modelos de regressão aditivos, por exemplo, impacta na maneira como devem ser calculados os fatores aditivos para posterior aplicação, como ocorre na região de São Paulo/SP, conforme a Norma do IBAPE/SP.

Uma segunda contribuição diz respeito às formas possíveis para a estimação do fator oferta a partir de modelos de regressão linear ordinária: conforme se mostrou no segundo estudo de caso, a estimação do fator oferta é feita de forma mais simples e clara quando os dados apresentam linearidade na escala logarítmica. Com o modelo de regressão ajustado nesta escala, a modelagem do fator oferta pode ser feita de forma aditiva, sem a necessidade de inclusão de interações no modelo. A avaliação por fatores na forma multiplicativa, portanto, também deve seguir desta forma, sendo o fator oferta apenas mais um dos fatores considerados na análise.

Como espera-se ter demonstrado no primeiro estudo de caso, deve-se ter em conta que a redução do coeficiente de variação pode não ocorrer, tanto isoladamente quanto em grupo, se a amostra não for equilibrada: se os dados de oferta possuírem características diferentes dos dados de transação, a aplicação do fator oferta, apesar de homogeneizar efetivamente os dados, pode levar a um aumento no coeficiente de variação. Assim, uma maneira alternativa para a aferição da real homogeneização dos dados deveria ser feita com um método que calcule as diferenças honestas entre os dados de oferta e dados de transação, como o método de Tukey apresentado.

Também argumentou-se que, quando da utilização apenas de dados de oferta para elaboração de laudos, os limites do intervalo de confiança e predição também deveriam ser ajustados pelo fator oferta, e não apenas o valor da estimativa central. Assim, elimina-se as inconsistências no procedimento de avaliação intervalar que surgem quando os avaliadores aplicam o fator oferta antes ou após o tratamento estatístico dos dados. Pelo procedimento preconizado na atual normativa, o intervalo de confiança é simplesmente transladado. Isso implica que o valor inferior do intervalo de confiança acaba minorado por um fator superior ao fator oferta, enquanto o limite superior do intervalo de confiança é minorado com um fator menor do que o fator oferta.

Finalmente, o terceiro estudo de caso mostra as dificuldades para a estimação do fator oferta para cada tipo de imóvel mesmo de posse dos valores reais de oferta e transação: a presença de correlações fortes entre as variáveis explicativas leva à possibilidade de conclusões ambíguas. Se a correlação entre as variáveis explicativas se mantiver para os imóveis avaliando, isso não causará problemas na previsão dos novos valores. Problemas podem surgir, no entanto, se, eventualmente os imóveis avaliandos não apresentarem características similares às dos imóveis da amostra (por exemplo, no caso apresentado, se os novos imóveis a serem avaliados contassem com padrão de acabamento fino e com baixo valor de área construída, qual variável chave considerar para a definição do oferta, área construída ou padrão?)

Referências

ABNT. **NBR 14653-2: Avaliação de bens – parte 2: Imóveis urbanos**. Rio de Janeiro: Associação Brasileira de Normas Técnicas, 2011.

ABNT. **NBR 14653-1: Avaliacao de bens – parte 1: Procedimentos gerais**. Rio de Janeiro: Associacao Brasileira de Normas Tecnicas, 2019.

CHINLOY, P. T. An empirical model of the market for resale homes. **Journal of Urban Economics**, v. 7, n. 3, p. 279–292, 1980. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0094119080900017>>.

FARAWAY, J. J. **Linear models with r**. Taylor & Francis, 2004.

HAURIN, D.; MCGREAL, S.; ADAIR, A.; BROWN, L.; WEBB, J. R. List price and sales prices of residential properties during booms and busts. **Journal of Housing Economics**, v. 22, n. 1, p. 1–10, 2013. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1051137713000041>>.

HOROWITZ, J. L. The role of the list price in housing markets: Theory and an econometric model. **Journal of Applied Econometrics**, v. 7, n. 2, p. 115–129, 1992. Wiley. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2285023>>.

IBAPE/SP. **Norma para avaliacao de imoveis urbanos**. Sao Paulo: Instituto Brasileiro de Avaliaco es e Pericias de Engenharia de Sao Paulo, 2011.

LIMA, G. P. DE A. Homogeneização por fatores na forma aditiva, multiplicativa ou mista? Imposição normativa ou resposta do mercado? **XIII COBREAP**, 2006. Fortaleza/CE.

MANTOVANI, F. A.; CYMROT, R.; CAPPELANO, L. H. Fator oferta para imóveis residenciais da cidade de atibaia/SP em tempos de crise. **XX COBREAP**, 2019. Salvador, BA.

MATLOFF, N. S. **From Algorithms to Z-Scores: Probabilistic and statistical modeling in computer science**. Davis, California: Orange Grove Books, 2009.

MOOYA, M. M. Market value without a market: Perspectives from transaction cost theory. **Urban Studies**, v. 46, n. 3, p. 687–701, 2009. Sage Publications, Ltd. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/43197982>>.