

**DIFERENÇA ENTRE OS RESULTADOS DE DOIS LAUDOS DE AVALIAÇÃO:
PROCEDIMENTO TÉCNICO PARA A ACEITAÇÃO**

Engº Luiz Henrique Cappellano
Cia de Saneamento Básico do Estado de São Paulo – SABESP
lhcappellano@sabesp.com.br

RESUMO

Há diversas transações imobiliárias em que cada contraparte envolvida contrata seu próprio Laudo de Avaliação e estes Laudos, embora tecnicamente corretos e contemporâneos, concluem por resultados distintos, ou seja, concluem por valores de mercado diferentes ao bem. O desafio que se apresenta às contrapartes, aos decisores e aos profissionais engenheiros arquitetos envolvidos é definir se a diferença é tecnicamente admissível, decorrente da própria variabilidade do mercado e, neste caso, qual o valor consequente. O presente trabalho discorre sobre a natureza dessa diferença e procura definir um procedimento técnico de delimitação da fronteira de sua aceitação, pautado em ferramentas estatísticas cotidianas, com destaque ao “Teste de Hipótese” e ao “Intervalo de Confiança”. Apresenta um caso simulado de imóvel urbano, um apartamento que teria sido objeto de duas avaliações, em que se aplica o procedimento proposto. O trabalho almeja contribuir com os profissionais engenheiros arquitetos de avaliações, fornecendo um procedimento – aplicável à comparação de Laudos produzidos pelo “Método Comparativo Direto de Dados de Mercado” – pautado em ferramentas clássicas que permita subsidiar seus clientes com robustos parâmetros técnicos.

***PALAVRAS CHAVE: Laudo de avaliação, Resultado divergente,
Diferença admissível, Teste de hipótese.***

**XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE
AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013**

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	3
2. NATUREZA DAS DIFERENÇAS	3
3. ANÁLISE E DEPURAÇÃO DO ERRO	6
3.1 TRATAMENTO POR FATORES	6
3.1.1 Exemplo numérico com tratamento por fatores	7
3.2 TRATAMENTO CIENTÍFICO	14
3.2.1 Exemplo numérico com o tratamento científico	15
4. COMPARAÇÃO DOS TRABALHOS	21
4.1 DIFERENÇAS ADMISSÍVEIS	22
4.1.1 Comportamento das amostras	23
4.2 INTERVALO DE CONFIANÇA E TESTES DE HIPÓTESES	23
4.2.1 Igualdade das variâncias	26
4.2.2 Diferença das médias	29
4.3 VALOR MAIS PROVÁVEL	32
4.3.1 Resumo da análise desenvolvida	32
4.3.2 Valor ótimo	33
4.3.3 Valor total do imóvel	36
5. CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES	36
5.1 PROCEDIMENTO DE COMPARAÇÃO	36
5.2 RESTRIÇÕES E CUIDADOS	38
6. BIBLIOGRAFIA	39
ANEXO A – ENSAIO DE CURVA DE ADMISSIBILIDADE	40

XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013

1. INTRODUÇÃO

São diversas as transações imobiliárias em que as partes envolvidas se socorrem dos engenheiros e arquitetos de avaliações, como o objetivo de obterem subsídios e fundamentarem os valores ofertados, aceitos ou recusados e transacionados. Essas partes podem ser pessoas físicas interessadas na compra ou na partilha de bens, pessoas jurídicas de direito público ou privado preparando uma aquisição ou venda, ou mesmo litigantes envolvidos em demanda judicial.

Os Laudos contratados pelas partes podem concluir por valores de mercado diferentes ao bem objeto da transação e essa diferença é compreensível e até mesmo esperada, se razoável. Diferenças exageradas podem ser incompreensíveis.

Neste cenário de divergência, em que a fronteira entre o razoável e o exagerado não está claramente demarcada, o decisor – o diretor de corporação que presta contas aos acionistas e às auditorias, o irmão inventariante dos bens, o juiz encarregado de definir o montante indenizatório em uma desapropriação, ou mesmo o proprietário que anseia mais segurança para efetivar a transação – pode se socorrer dos profissionais de avaliações para tal delimitação e também para a eventual definição de um terceiro valor, consensual e que seja tecnicamente alicerçado.

No presente trabalho, pretendemos apresentar um procedimento que permita responder, em bases técnicas, as duas questões: se a diferença encontrada está em parâmetros razoáveis e qual seria o valor ponderado entre os resultados dos trabalhos.

2. NATUREZA DAS DIFERENÇAS

Os atributos intrínsecos e extrínsecos de um bem não explicam completamente o preço pelo qual é negociado. Uma parcela desse preço é decorrente das características subjetivas do comprador, do vendedor e mesmo do intermediário e, ainda, de questões circunstanciais a eles inerentes.

Como exemplo, tomemos o imóvel que foi adquirido pelo Sr. e Sra. Silva. Dos três filhos, o último a se emancipar havia se mudado pouco antes e o casal executou o plano de trocar o antigo apartamento. Queriam algo menor e, principalmente, mais perto da mãe da Sra. Silva, uma viúva octogenária que requer cuidados da família, mas que de maneira nenhuma aceitava morar com eles.

Rapidamente conseguiram comprador – um investidor descontente com os rendimentos das aplicações financeiras em face dos juros decrescentes – e fecharam negócio da venda com um prazo de desocupação razoável. Também não tardaram em encontrar um ótimo apartamento para compra, de tamanho adequado, ótimos armários embutidos e situado a cinquenta metros da moradia da anciã.

Iniciaram as negociações pensando tratar-se da aquisição ideal. O vendedor – um estrangeiro que estava retornando ao país de origem – tinha pressa e foi flexível no preço original. No entanto, ele foi frustrado quando o casal subitamente desistiu. Ocorre que a Sra. Silva tomou conhecimento de um apartamento à venda no mesmo prédio de sua mãe, uma oportunidade única e imperdível.

Após rápida negociação, o Sr. e a Sra. Silva não se importaram em pagar 15% a mais pelo imóvel, apesar de idêntico e da mesma construtora daquele que estavam negociando anteriormente. Afinal, o vendedor já conhecia o especial

XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013

interesse deles e o corretor havia confidenciado a eles que este apartamento tinha outros dois interessados firmes.

Essa narrativa e seus detalhes procuram ilustrar os elementos subjetivos que, em maior ou menor escala, permeiam a definição do preço de qualquer transação. A formação do preço pode ser então decomposta de dois segmentos (OLIVEIRA e GRANDISKI, 2007):

O segmento racional: geralmente majoritário, no qual os atributos do imóvel são considerados pelos compradores e vendedores de forma lógica e cujo comportamento pode ser equacionado de forma determinística;

O segmento emocional: geralmente minoritário, no qual os participantes do mercado empregam critérios subjetivos (...). Este segmento, de difícil quantificação, explica a existência de oscilações nos preços dos imóveis, mesmo naqueles em que os atributos de mercado são semelhantes.

Podemos complementar esse raciocínio com o entendimento de que, por vezes e em especial no mercado imobiliário, ocorrem transações por valores especiais, que é definido como *um montante que reflete atributos particulares de um ativo e que são valiosos apenas a um comprador especial* (IVSC, 2012), como o caso do apartamento no mesmo prédio da mãe da Sra. Silva¹.

Em resumo, podemos dividir o preço transacionado em duas parcelas, uma delas tecnicamente mensurável, com base nas características intrínsecas e extrínsecas do bem, tais como sua localização, suas dimensões físicas, a proximidade de polos de atração, etc.

A outra parcela, que pode ser entendida como o *segmento emocional*, como originada *principalmente pelas variações do próprio comportamento humano* (DANTAS, 1998), decorre de elementos subjetivos ou de elementos objetivos difusos, entremeados de particularidades impossíveis de serem capturadas e ponderadas. No cerne, a decomposição dessa segunda parcela em elementos objetivos é impraticável e, assim, é convenientemente assumida como *aleatória*.

O conceito de *valor de mercado* da NBR 14.653-1:2001 – *Avaliação de Bens*, que não é exclusivo do Brasil e está alinhado às Normas Internacionais de Avaliação (IVSC, 2012), decorre exatamente desse comportamento do mercado:

Valor de mercado: *quantia mais provável pela qual se negociaria voluntariamente e conscientemente um bem, numa data de referência, dentro das condições do mercado vigente (NBR 14.653-1:2001, sublinhado nosso e negrito no original).*

A Norma consignou o *valor de mercado* como quantia **mais provável** justamente porque ele não exato e singular, mas possui um componente aleatório.

O *Método Comparativo Direto de Dados de Mercado* é preferencial para a definição do *valor de mercado* de imóveis urbanos (NB 14.653-2:2011) e implica no

¹ Também conforme o IVSC, *comprador especial* é um comprador determinado para o qual um ativo determinado tem um *valor especial* em função de vantagens, provenientes de sua propriedade, que não estariam disponíveis para outros compradores do mercado.

XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013

levantamento de dados para compor uma amostra do segmento do bem em apreço. Esta amostra pode ser tomada como aleatória², assunção que, além de possibilitar a utilização das técnicas da *indução estatística*, acompanha o conceito do *valor de mercado*.

Podemos então também segregar os valores dos eventos de mercado pesquisados em duas parcelas, uma parcela tecnicamente mensurável e outra não, *aleatória*. Esta parcela *aleatória* pode aumentar ou diminuir os valores da parcela anterior e se compõe, *idealmente*, de quimeras imensuráveis e de subjetividades.

Dizemos *idealmente* porque eventuais erros na modelagem dos dados, a ausência ou a imperfeição de alguma variável importante no modelo, podem inflar indevidamente a *parcela aleatória* ou ainda causar algum viés no resultado da parcela tecnicamente mensurável.

O deságio de “10%” nos valores pesquisados provenientes de oferta constitui um exemplo de variável cuja medição é reconhecidamente imperfeita, usada em muitas avaliações em face da impossibilidade de se estimar o deságio corrente do mercado e que pode provocar tais transtornos.

Exemplificando, caso a amostra possua dois eventos negociados e oito ofertas, com mercado extremamente aquecido, possivelmente o deságio de “10%” será exagerado e o seu emprego refletirá na parcela aleatória e no resultado final do trabalho. No entanto, se a amostra possuir todos os dez eventos de ofertas, no mesmo mercado extremamente aquecido, o mesmo deságio de “10%” afetará em maior intensidade o resultado final, mas não terá reflexos sobre a *parcela aleatória* da pesquisa.

Retomando ao cenário *ideal*, a figura 1 abaixo representa uma pesquisa de preços com “n” elementos. Para cada um deles é apresentado o valor transacionado (■), a *parcela tecnicamente mensurável* (▨) e a respectiva *parcela aleatória* (⊞), que pode assumir valores positivos ou negativos.

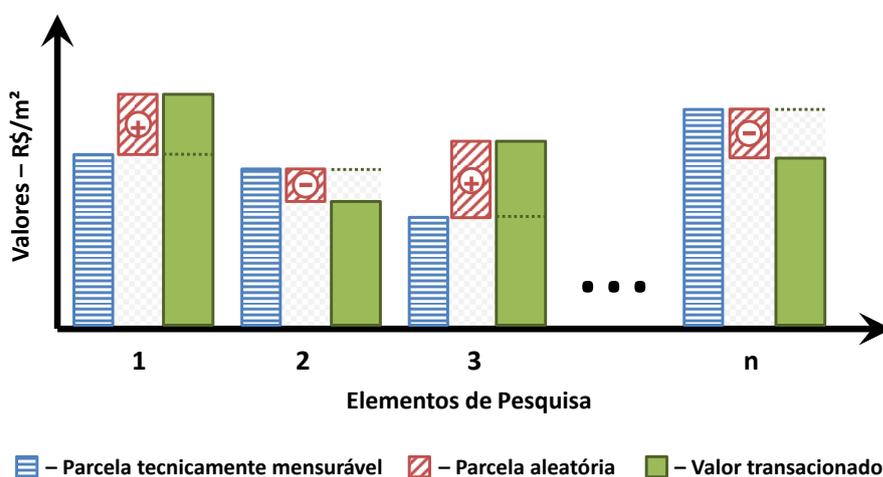


Figura 1 – Valores transacionados dos eventos de uma pesquisa e respectivas parcelas técnicas e aleatórias.

² Caso a probabilidade de cada elemento da população pertencer à amostra seja conhecida e não nula, tem-se uma amostra aleatória (ou probabilística), cuja composição se dá a partir de sorteio, com regras bem estabelecidas (GUERRA e DONAIRE, 1986). A amostra colhida para a avaliação de imóveis é intencional, composta por elementos deliberadamente selecionados pelo avaliador.

XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013

A *parcela aleatória* dos elementos “1” e “3” assume valor positivo e, portanto, aumenta o valor transacionado em relação à *parcela tecnicamente mensurável*. Em termos práticos, são transações em que os vendedores conseguiram melhores preços.

Já nos elementos “2” e “n”, a *parcela aleatória* assume valor negativo e, portanto, diminui o valor transacionado em relação à *parcela tecnicamente mensurável*. Nestes dois casos, foram os compradores que realizaram melhor negócio.

É natural que dois Laudos de avaliação realizados pelo *Método Comparativo Direto de Dados de Mercado*, em uma mesma época e para um mesmo bem, colem eventos de mercado diversos. Eventualmente, alguns dos eventos podem constar de ambos os trabalhos, mas é *pouco provável* que as pesquisas coincidam completamente.

Os eventos não coincidentes nas duas pesquisas carregam subjetividades próprias, ou seja, diferentes *parcelas aleatórias*.

Assim, não somente é admissível, como também é *provável* que os dois Laudos obtenham *valores de mercado* diferentes, mas próximos. A mera existência de uma diferença entre os resultados dos laudos, desde que ela seja razoável, não implica na apriorística consideração de um dos trabalhos incorreto em detrimento do outro.

Essa diferença se origina do próprio comportamento do mercado, do conceito probabilístico do *valor de mercado* e da metodologia empregada na sua obtenção. Pode existir, mesmo se ambos os trabalhos estiverem corretos e tiverem feito uso da melhor técnica disponível.

3. ANÁLISE E DEPURAÇÃO DO ERRO

A qualidade do resultado do Laudo de Avaliação está intimamente relacionada à magnitude da *parcela aleatória*. Mais exatamente, a precisão do trabalho é inversamente proporcional a ela. Quanto menor a *parcela aleatória*, menor a dispersão dos valores dos elementos de pesquisa em torno da *parcela técnica* e, conseqüentemente, menor é a *incerteza* do valor encontrado.

A precisão será estabelecida quando for possível medir o grau de certeza e o nível de erro tolerável numa avaliação. Depende da natureza do bem, do objetivo da avaliação, da conjuntura de mercado, da abrangência alcançada na coleta de dados (quantidade, qualidade e natureza), da metodologia e dos instrumentos utilizados (NBR 14.653-1:2001, item 9, grifo nosso).

Importa conhecer, quantificar e minimizar essa *parcela aleatória*, com o objetivo de qualificar e aprimorar o resultado do trabalho.

3.1 TRATAMENTO POR FATORES

O *Tratamento por fatores* logra conhecer, quantificar e minimizar a *parcela aleatória* mediante as etapas de *homogeneização* e *saneamento amostral* (figura abaixo).

XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013

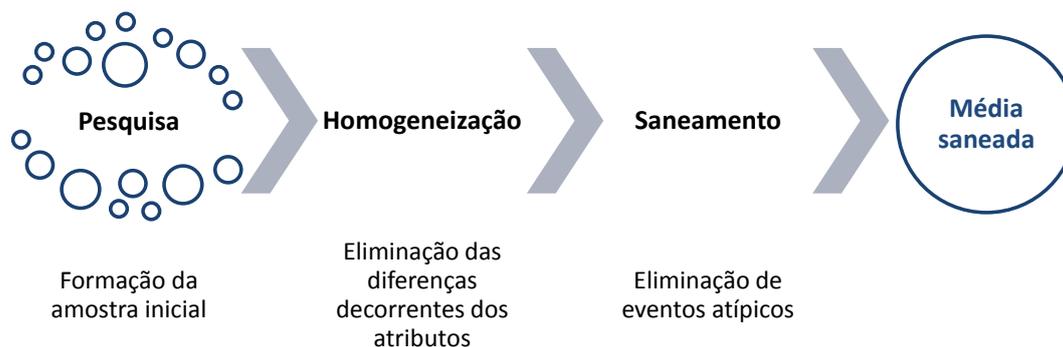


Figura 2 – Tratamento por fatores no *Método Comparativo Direto de Dados de Mercado*.

A etapa de **homogeneização** transforma os preços observados, que são pertinentes às características de cada evento coletado, em preços padronizados às características da situação paradigma.

Ela isola a *parcela aleatória* que compõe os preços de cada um dos eventos de pesquisa, na medida em que elimina as diferenças decorrentes de seus atributos específicos. Em tese, após a homogeneização, as diferenças remanescentes no valor unitário de cada elemento decorrem unicamente da referida *parcela aleatória*.

O **saneamento amostral** tem a função de expurgar da amostra os eventos discrepantes, cuja *parcela aleatória* exceda ao tolerável³, de modo a minimizar seus efeitos sobre o resultado da avaliação.

Como produto, tem-se a *média amostral saneada* e o *desvio padrão amostral*. A média corresponde ao valor unitário que será empregado à avaliação do bem. O desvio padrão constitui um indicador da qualidade da amostra que será oportunamente utilizado para a determinação do grau de precisão do Laudo.

3.1.1 Exemplo numérico com tratamento por fatores

A tabela 1 na sequência apresenta uma pesquisa de preços de apartamentos, um exemplo fictício criado com o objetivo de exemplificar a influência da *homogeneização* e do *saneamento amostral* no conhecimento, quantificação e minimização da *parcela aleatória*.

a) Situação paradigma

A situação paradigma que norteou a homogeneização da pesquisa foi:

- Terreno:
 - Localizado no município de São Paulo, Bairro de Jardim Europa, na quadra “812” do Setor Fiscal “083”, com frente para a Rua dos Alemães e fator local de “2.400,00” dado pela Planta Genérica de Valores – PGV (2010) da municipalidade;

³ Exceda em módulo. As normas brasileiras determinam o emprego de critérios estatísticos consagrados para o saneamento amostral.

XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013

- Área total de 764,00 m² (setecentos e sessenta e quatro metros quadrados), com 34,00 m (trinta e quatro metros) de testada;
- Inserido em *Zona Mista de densidade demográfica média* – ZM-2 das posturas municipais (Lei nº 13.885 de 25/8/2004).
- Edifício:
 - *Padrão superior com elevador*, conforme classificação dada pelo estudo *Valores de Edificações de Imóveis Urbanos* (2002) do IBAPE/SP;
 - Erigido no ano de “1975” e em *regular* estado de conservação (enquadramento segundo o método de Ross/Heideck);
 - Dois apartamentos por andar.
- Apartamento:
 - Área privativa de 232,18 m² (duzentos e trinta e dois metros e dezoito décimos quadrados) e área total de 334,96 m² (trezentos e trinta e quatro metros e noventa e seis décimos quadrados);
 - Fração ideal de terreno de 5% (cinco por cento);
 - 16º Andar, com faces para Norte, Oeste e Sul;
 - Possui dois dormitórios mais suíte, salas de visitas, de jantar e íntima, banheiro e lavabo, copa e cozinha, área de serviço e quarto e banho para a empregada.

b) Cálculos de homogeneização e saneamento

Tabela 1 – Pesquisa de preços de apartamentos.

Evento coletado	Valor observado (R\$/m ²)	Fator final de ajuste	Valor Homogeneizado (R\$/m ²)		Resíduo amostral	Parcela técnica (R\$/m ²)	Parcela aleatória (R\$/m ²)
			Original	Saneado			
	Vp	Fa	Vuh	Vuh	R	Pte	Pal
1	10.519,92	1,05	11.045,92	11.045,92	200,65	10.328,83	191,09
2	11.719,06	0,82	9.625,92	9.625,92	-1.219,35	13.203,56	-1.484,50
3	11.568,60	0,86	9.992,65	9.992,65	-852,62	12.555,69	-987,09
4	16.656,23	0,75	12.492,17	12.492,17	1.646,90	14.460,37	2.195,86
5	13.375,88	1,05	14.044,67	14.044,67	3.199,40	10.328,83	3.047,05
6	8.417,43	1,20	10.100,92	10.100,92	-744,35	9.037,73	-620,30
7	9.068,07	0,95	8.614,67	8.614,67	-2.230,60	11.416,08	-2.348,01
8	20.331,06	0,80	16.264,85				
Média (\bar{X})	12.707,03	0,9068	11.522,72	10.845,27			
$\bar{X} + 30\%$			14.979,54	14.098,86			
$\bar{X} - 30\%$			8.065,90	7.591,69			
Desvio Padrão (S)	4.015,46		2.575,50	1.858,86			
CV	31,6%		22,4%	17,1%			

Analise os dados detidamente a constituição dessa tabela.

- **Valor observado (R\$/m²)** – compreende os valores coletados na pesquisa de preços, já descontados do “fator de oferta” e divididos pela área privativa de cada

**XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE
AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013**

unidade pesquisada. Tais valores são, portanto, pertinentes a imóveis com características diferentes do paradigma da pesquisa;

- **Fator final de ajuste** – fator que pondera no preço todas as diferenças dos atributos dos imóveis pesquisados em relação ao paradigma, tais como diferente localização, padrão construtivo, estado de conservação, etc. Este *fator final de ajuste* é resultante da influência de cada *fator* efetivamente empregado⁴, referente a cada atributo díspar;
- **Valor Homogeneizado (R\$/m²)** – ajuste do *valor observado* para a situação paradigma com emprego dos fatores de homogeneização ($V_{uh} = V_p \times F_a$). A aplicação dos fatores de homogeneização anula a influência (no preço observado) das diferenças dos atributos dos eventos comparativos em relação ao paradigma, ou seja, fez o *ajuste técnico*. Os valores unitários expressos nestas duas colunas (*Original* e *Saneado*), portanto, referem-se a imóveis teóricos com características idênticas ao paradigma da pesquisa;
 - **Original** – Contém os valores homogeneizados de todos os oito elementos de pesquisa coletados;
 - **Saneado** – Contém apenas os sete elementos preservados após o saneamento, pois o elemento “8” foi excluído⁵;
Exemplo ao evento “1”:

$$V_{uh_1} = V_{p_1} \times F_{a_1} = R\$10.519,92/m^2 \times 1,05 \rightarrow \\ \rightarrow V_{uh_1} = R\$11.045,92/m^2$$

- **Resíduo amostral (R\$/m²)** – equivale à diferença entre o *Valor Unitário Homogeneizado* (V_{uh}) de cada elemento e a média amostral saneada ($\bar{X} = R\$ 10.845,27/m^2$). Por exemplo, para o evento “1”:

$$R_1 = V_{uh_1} - \bar{X} = R\$11.045,92/m^2 - R\$ 10.845,27/m^2 = R\$ 200,65/m^2$$

Lembremos que o resíduo amostral de cada elemento é empregado no cálculo do *desvio padrão* da amostra (S):

$$S = \sqrt{\frac{\sum_1^n (x_i - \bar{X})^2}{n - 1}} = \sqrt{\frac{\sum_1^n (V_{uh_i} - \bar{X})^2}{n - 1}} \rightarrow S = \sqrt{\frac{\sum_1^n (R_i)^2}{n - 1}}$$

- **Parcela técnica (R\$/m²)** – *valor de avaliação* de cada elemento de pesquisa⁶, obtido pela divisão da média amostral saneada ($\bar{X} = R\$ 10.845,27/m^2$) pelo seu

⁴ No exemplo, com o objetivo de não desviar o foco do tema do trabalho, a etapa de aplicação e validação de cada fator foi omitida. Considere-se que foram aplicados diversos fatores e validados cada um, com relação ao efeito homogeneizante, conforme item B.6, do Anexo B da *NBR 14.653-2: Avaliação de Imóveis Urbanos*.

⁵ Empregou-se o critério definido no item 10.6.7 da *Norma para Avaliação de Imóveis Urbanos – IBAPE/SP: 2011*, da iterativa exclusão dos valores alheios ao intervalo de “±30%” em torno da média amostral.

**XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE
AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013**

*fator final de ajuste (Fa)*⁷, de forma inversa ao que foi feito na homogeneização. Seguindo com o evento “1” como exemplo:

$$Pte_1 = \frac{\bar{X}}{Fa_1} = \frac{R\$ 10.845,27/m^2}{1,05} = R\$ 10.328,83/m^2$$

Esta operação restitui ao evento comparativo a porção de valor referente a seus próprios atributos, que lhe foi retirada na etapa de homogeneização.

Assim, o valor deixa de ser pertinente ao teórico imóvel paradigma para referir-se ao evento comparativo com seus atributos específicos. Mas, diferentemente do valor observado, este valor não carrega a influência da *parcela aleatória*.

- **Parcela aleatória (R\$/m²)** – equivale à diferença entre o *valor observado* e a *parcela técnica* ($Pal = Vp - Pte$).

$$Pal_1 = Vp_1 - Pte_1 = R\$ 10.519,92/m^2 - R\$ 10.328,83/m^2 = R\$ 191,09/m^2$$

A parcela aleatória é também obtida pela divisão do *resíduo amostral (R)* pelo *fator final de ajuste (Fa)*, o que evidencia a correlação positiva entre ambos.

$$Pal_1 = \frac{R_1}{Fa_1} = \frac{R\$ 200,65/m^2}{1,05} = R\$ 191,09/m^2$$

A figura 3 a seguir ilustra os valores transacionados (*valor observado*) dos sete elementos da pesquisa e as respectivas *parcelas técnicas* e *aleatórias*.

Já a figura 4, na sequência, ilustra a *média amostral saneada*, os *valores unitários homogeneizados* de cada elemento e respectivos *resíduos*. É possível constatar também visualmente a similaridade de ambos.

⁶ Equivalente ao *valor estimado pelo modelo* citado em no item 8.2.1.4.1 da NBR 14.653-2: *Avaliação de Imóveis Urbanos*, especificamente no parágrafo referente ao poder de predição do modelo.

⁷ Na prática, pela aplicação de cada fator empregado e validado na homogeneização.

XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013

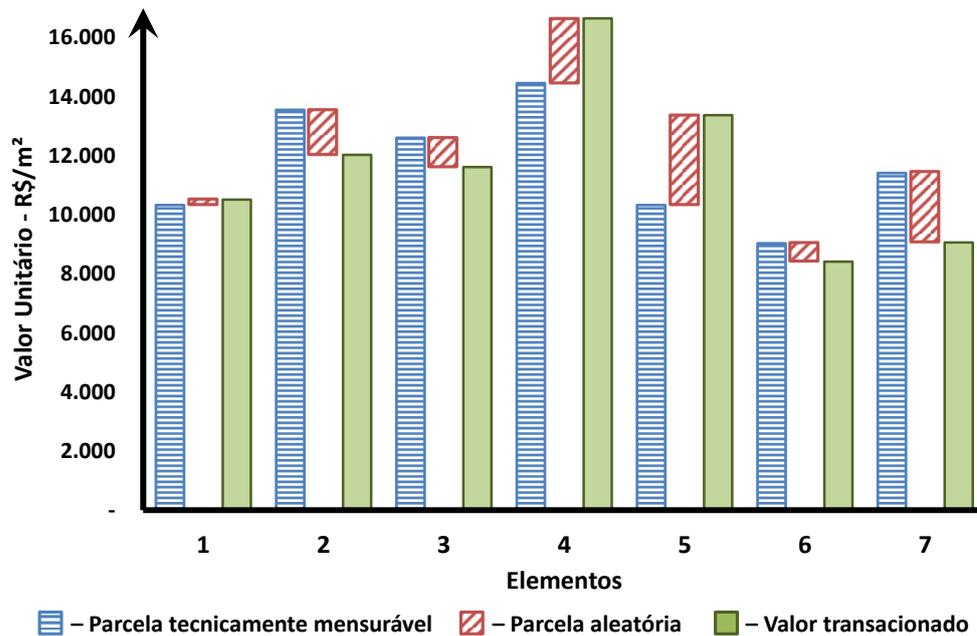


Figura 3 – Valores transacionados, parcela técnica e aleatória de cada evento pesquisado.

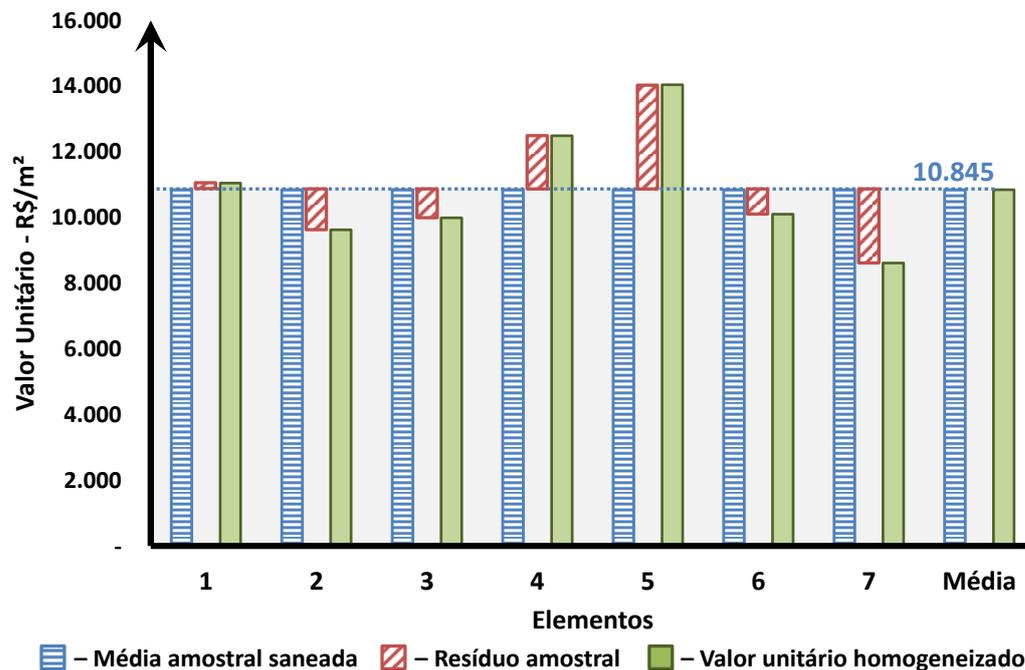


Figura 4 – Valores unitários homogeneizados e resíduos amostrais.

c) Valor do imóvel

Tendo em vista a coincidência do imóvel em apreço com o paradigma da pesquisa, seu valor será obtido pelo produto de sua *área privativa* com a *média amostral saneada*.

**XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE
AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013**

$$V_i = A_p \times \bar{X} = 232,18m^2 \times R\$ 10.845,27/m^2 \rightarrow$$

$$\rightarrow V_i = R\$ 2.518.054,79$$

E a precisão do trabalho é calculada com base no intervalo de confiança, determinado a partir do *erro padrão* e quantidade de elementos da amostra⁸:

$$P \left[\bar{X} - t_{(\alpha/2;n-1)} \times \frac{S}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{X} + t_{(\alpha/2;n-1)} \times \frac{S}{\sqrt{n}} \right] = 1-\alpha$$

Ou:

$$Ic = \bar{X} \pm t_{(\alpha/2;n-1)} \times \frac{S}{\sqrt{n}}$$

sendo:

- Ic (intervalo de confiança);
- \bar{X} (médio amostral saneada): $\bar{X} = R\$ 10.845,27/m^2$;
- n (número de elementos efetivamente usados da amostra): n = 7;
- α (significância do intervalo de confiança): $\alpha = 20\%$;
- $t_{(\alpha/2;n-1)} = t_{(10\%; 6)} = 1,4398^9$;
- S (desvio padrão da amostra): S = R\$ 1.858,86/m² (vide tabela 1).

$$LI = \bar{X} - t_{\alpha/2} \times \frac{S}{\sqrt{n}} = R\$ 10.845,27/m^2 - 1,4398 \times \frac{R\$ 1.858,86/m^2}{\sqrt{7}} \rightarrow$$

$$\rightarrow LI = R\$ 9.833,69 /m^2$$

$$LS = \bar{X} + t_{\alpha/2} \times \frac{S}{\sqrt{n}} = R\$ 10.845,27/m^2 + 1,4398 \times \frac{R\$ 1.858,86/m^2}{\sqrt{7}} \rightarrow$$

$$\rightarrow LS = R\$ 11.856,85 /m^2$$

O grau de precisão é dado a partir da amplitude relativa desse intervalo de confiança em torno da média (vide figura 5 a seguir).

$$AP = \frac{LS - LI}{\bar{X}} = \frac{R\$ 11.856,85 /m^2 - R\$ 9.833,69 /m^2}{R\$ 10.845,27/m^2} \rightarrow$$

$$\rightarrow AP = 19\%$$

⁸ O *erro padrão* da média é dado no caso em tela por $\widehat{EP}(\bar{X}) = S/\sqrt{n}$.

⁹ Esta estatística pode ser obtida no MS Excel 2010: =INV.T.BC(20%;6)

**XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE
AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013**

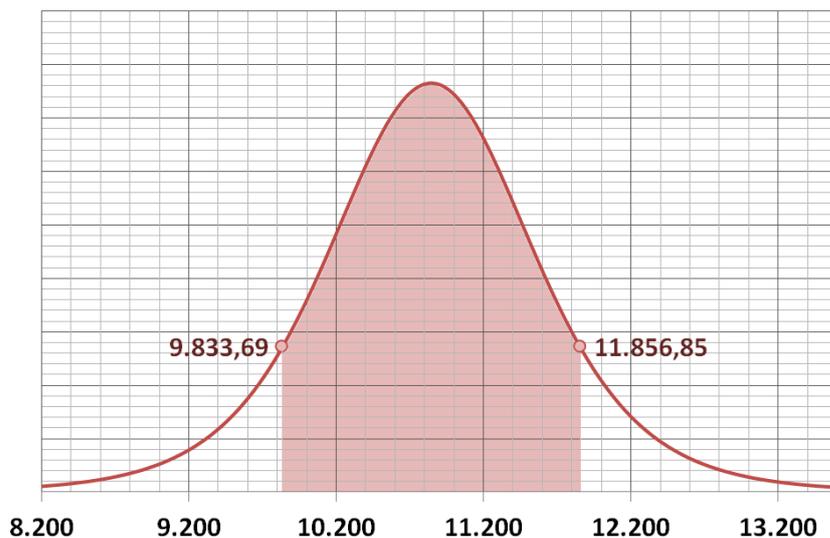


Figura 5 –
Intervalo de
Confiança de
80% em torno
da média
amostral \bar{X} =
R\$ 10.845,27.

Conforme item 9 da *NBR 14.653-2:2011*, tendo em vista que $AP < 30\%$, a avaliação atingiu o **Grau de Precisão III**.

Essa precisão é corroborada pelo gráfico dos *valores estimados* versus *valores observados*, que apresenta pontos próximos à bissetriz do primeiro quadrante.

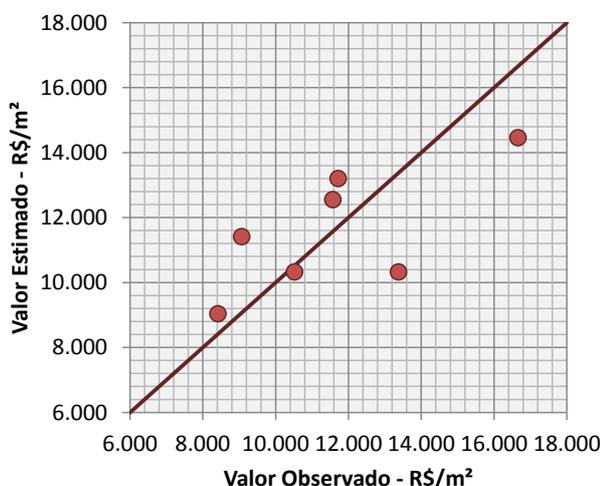


Figura 6 –
Poder de
predição do
modelo, que
apresenta
pontos próximos
à bissetriz do
primeiro
quadrante.

Assim, esse exemplo demonstra a relação direta entre a subjetividade contida nos elementos de pesquisa com a precisão obtida no Laudo de Avaliação. Quanto mais subjetividade carregar o valor do evento de pesquisa, maior a *parcela aleatória*, maior o *resíduo*, maior o *desvio padrão amostral* e, portanto, maior o intervalo de confiança em torno da estimativa de tendência central, com menor precisão ao trabalho.

O exemplo demonstra também os mecanismos do *tratamento por fatores* para identificação, quantificação e redução dos efeitos dessa aleatoriedade no trabalho.

3.2 TRATAMENTO CIENTÍFICO

O *tratamento científico* logra conhecer, quantificar e minimizar a parcela aleatória mediante a modelagem dos dados obtidos da pesquisa (figura abaixo), o que dispensa a etapa de homogeneização contida no *tratamento por fatores*.



Figura 7 – Tratamento científico no *Método Comparativo Direto de Dados de Mercado*.

Mas não podemos nos enganar na aparente simplicidade. Conforme (OLIVEIRA e GRANDISKI, 2007):

A investigação de modelos explicativos da formação de mercado consiste em um processo analítico e iterativo, que começa com o levantamento de possíveis elementos de comparação para compor um amostra representativa e, com base neles, identificar as sua principais variáveis, passando pela sua quantificação e verificação dos seus efeitos, concluindo pela interpretação e validação dos resultados. Esta sequência de análise se constitui num processo de modelagem e, para a tomada de decisão, é imprescindível a interatividade com outras etapas intermediárias e fundamentais, tais como, a verificação de dados influenciantes, a constatação de variáveis pouco significativas ou correlacionadas com outras e a atenção à validade dos pressupostos básicos admitidos na especificação do modelo, bem como a avaliação do impacto de eventuais violações nos resultados.

E posteriormente, na mesma obra os autores detalham:

Os elementos discrepantes ou “outliers” são observações cujo comportamento é muito diferente das demais e que, dependendo da amplitude do seu afastamento, podem ocasionar conclusões errôneas ou distorções significativas nos parâmetros do modelo.

O estudo do comportamento dos elementos de pesquisa permite isolar a *parcela técnica* da *parcela aleatória*. A identificação exclusão dos eventos atípicos –

XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013

“outliers” ou pontos influenciantes – pode se dar *pelo gráfico dos resíduos versus cada variável independente, como também em relação aos valores ajustados, ou usando técnicas estatísticas mais avançadas, como a estatística de Cook ou a distância de Mahalanobis para detectar pontos influenciantes* (NBR 14.653-2:2011).

O modelo geral de regressão linear contempla o *erro aleatório*, representado por “ ε ”.

$$Y_i = \beta + \beta_1 \cdot x_{1i} + \beta_2 \cdot x_{2i} + \dots + \beta_n \cdot x_{ni} + \varepsilon_i$$

Como produto, tem-se a equação de regressão, a estimativa pontual para o imóvel em apreço e seu intervalo de confiança, que depende do *erro padrão da regressão*. Esse intervalo de confiança é utilizado para a determinação da precisão do Laudo.

3.2.1 Exemplo numérico com o tratamento científico

A tabela 2 abaixo apresenta uma pesquisa de preços realizada na mesma época e para a avaliação do mesmo apartamento do exemplo anterior, outro caso fictício, que tem por objetivo exemplificar a mecânica do tratamento científico para a quantificação e minimização da *parcela aleatória*.

a) Imóvel em apreço

Trata-se do mesmo imóvel caracterizado na *situação paradigma* do exemplo anterior.

b) Determinação do modelo

Tabela 2 – Pesquisa de preços de apartamentos.

Evento coletado	Índice Fiscal	Valor observado (R\$/m ²)	Valor estimado = Parcela técnica (R\$/m ²)	Resíduo amostral = Parcela aleatória (R\$/m ²)	Resíduo padrão
	If	Vp	Ve = Pte	R = Pal	Rp
1	2.540,00	11.568,60	12.266,50	-697,90	-0,57
2	1.760,00	8.568,50	9.792,09	-1.223,59	-1,01
3	3.110,00	18.820,19	Outlier		
4	2.100,00	11.794,58	10.870,68	923,90	0,76
5	2.750,00	14.991,71	12.932,69	2.059,02	1,70
6	2.810,00	11.719,06	13.123,03	-1.403,97	-1,16
7	2.985,00	14.541,66	13.678,18	863,48	0,71
8	3.335,00	13.809,12	14.788,49	-979,37	-0,81
9	3.685,00	16.226,68	15.898,81	327,87	0,27
10	2.110,00	10.286,67	10.902,40	-615,73	-0,51
11	1.405,00	9.412,20	8.665,92	746,28	0,61
Máximo	3.685,00	18.820,19	Desvio padrão (S_e)	1.214,3342	
Média (X̄)	2.599,09	12.885,36			
Mínimo	1.405,00	8.568,50			

XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013

Identificou-se que a variação dos preços observados pôde ser explicada unicamente pela localização, representada pela variável *Índice fiscal*¹⁰. A equação de ajuste de ajuste:

$$Ve = 3,17232 \times If + 4.208,81$$

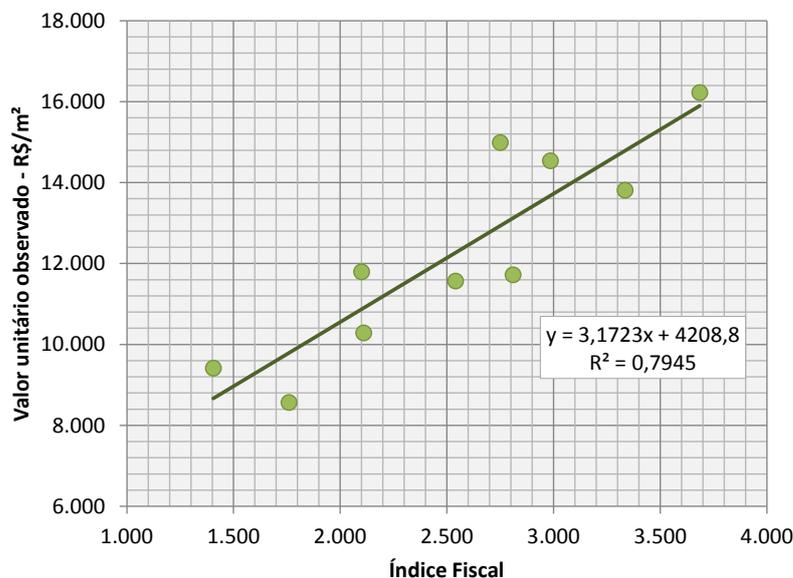


Figura 8 – Representação gráfica do Valor Unitário Observado versus Índices Fiscais (tabela anterior), com a respectiva linha de tendência.

Tal como feito para o tratamento por fatores, analisemos a composição da tabela.

- **Índice fiscal** – fator local atribuído pela Planta Genérica de Valores – PGV (2010) da municipalidade de São Paulo à face de quadra principal, à qual entesta o edifício pesquisado;
- **Valor observado (R\$/m²)** – compreende os valores coletados na pesquisa de preços, já descontados do “fator de oferta” e divididos pela área privativa de cada unidade pesquisada;
- **Valor Estimado ou Parcela técnica (R\$/m²)** – valor de avaliação de cada elemento de pesquisa com base na equação de regressão. Por exemplo, ao evento “1” ($If = 2.540,00$):

$$Ve_1 = 3,17232 \times If_1 + 4.208,81 = 3,17232 \times (2.540,00) + 4.208,81 \rightarrow$$

$$\rightarrow Ve_1 = R\$12.266,50/m^2$$

Este valor corresponde à *parcela técnica*, cuja obtenção dispensa a passagem pela *situação paradigma*, no tratamento científico.

¹⁰ Procuramos simplificar ao máximo o modelo, novamente com o objetivo de não desviar o foco do tema do trabalho.

**XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE
AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013**

- **Resíduo amostral** ou **Parcela aleatória (R\$/m²)** – equivale à diferença entre o *Valor Observado (V_p)* e o *Valor Estimado (V_e)* de cada elemento. Por exemplo, ao evento “1”:

$$R_1 = V_{p1} - V_{e1} = R\$ 11.568,60/m^2 - R\$ 12.266,50/m^2 = R\$ 697,90/m^2$$

Estes resíduos equivalem à *parcela aleatória* e são empregados no cálculo do *desvio padrão da amostra (S_e)*:

$$S_e = \sqrt{\frac{\sum_1^n (R_i)^2}{n - p}}$$

Sendo “p” equivalente à quantidade de parâmetros estimados da equação. No caso, “p = 2” (intercepto “β” e coeficiente que multiplica o *índice fiscal*, “β₁”).

Referido desvio padrão equivale a “R\$ 1.214,3342/m²”, conforme demonstrado na tabela 2.

- **Resíduo padrão** – razão do *resíduo amostral (R_i)* pelo *desvio padrão amostral (S_e)*. Ao evento “1”:

$$Rp_1 = \frac{R_1}{S_e} = \frac{-R\$ 697,90/m^2}{R\$ 1.214,3342/m^2} = -0,57$$

Quanto maior subjetividade carregar o valor do evento de pesquisa, maior a *parcela aleatória*, que equivale ao *resíduo amostral* e, conseqüentemente, maior o *desvio padrão*.

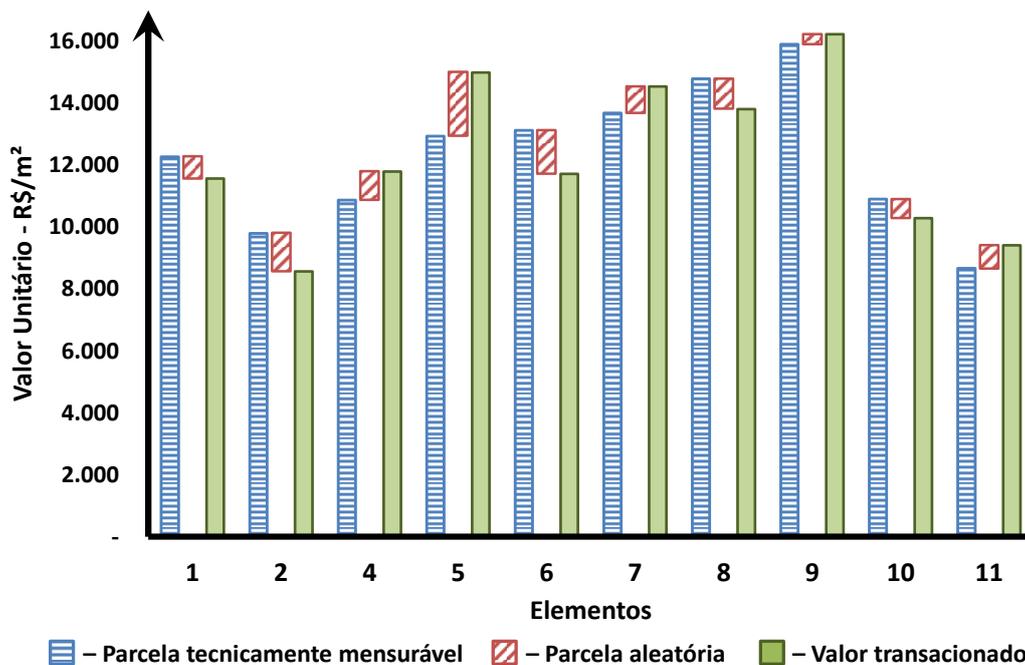


Figura 9 – Valores transacionados, parcela técnica e aleatória de cada evento pesquisado.

XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013

A figura 9 anterior ilustra os valores transacionados (*valor observado*) dos dez elementos da pesquisa (elementos “1” ao “11”, exceto “3”) e as respectivas *parcelas técnicas e aleatórias*.

A tabela a seguir constitui um *check-list* quanto ao atendimento dos pressupostos do modelo e que evidencia a qualidade da modelagem.

Tabela 3 – Verificação do atendimento aos pressupostos do modelo de regressão linear.

Requisito	Resultado	Situação
Evitar a micronumerosidade	$n \geq 4 \times (k + 1)$ n – Número de elementos comparativos (10); k – variáveis independentes da equação (1).	👍 Atendido
Equilíbrio da amostra	Os pontos estão adequadamente distribuídos, conforme ilustrado no gráfico de dispersão anterior (figura 8).	👍 Atendido
Linearidade	Não foram usadas transformadas, em vista da adequação do modelo linear (figura 8).	👍 Atendido
Normalidade dos resíduos	<ul style="list-style-type: none"> ✓ 70% entre -1σ e $+1\sigma$ (ideal 68%); ✓ 90% entre $-1,64\sigma$ e $+1,64\sigma$ (ideal 90%); ✓ 100% entre $-1,96\sigma$ e $+1,96\sigma$ (ideal 95%). 	👍 Atendido
Colinearidade ou multicolinearidade	Não se aplica ao caso, porque se empregou apenas uma variável independente.	👍 Atendido
Autocorrelação	Não identificada conforme gráfico acima.	👍 Atendido
Homocedasticidade	 <p>Os resíduos apresentam-se aleatoriamente dispersos em relação aos valores ajustados.</p>	👍 Atendido
Outliers do Modelo	Evento “3”, que foi excluído.	👍 Atendido
CONCLUSÃO	Todos os pressupostos atendidos.	👍 OK

Algumas estatísticas adicionais à mensuração da qualidade do modelo escolhido são apresentadas na tabela abaixo.

Tabela 4 – Verificações e informações complementares.

Indicador	Resultado	Situação
Coeficiente de Correlação, Ajustado e de Determinação	0,8914 0,7688 0,7945	👍 OK

**XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE
AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013**

Tabela 4 – Verificações e informações complementares.

Indicador	Resultado			Situação
Fisher-Snedecor e Significância modelo	30,93 0,05%			👍 OK
Erro padrão	R\$ 1.214,33/m ²			👍 OK
Significância das variáveis	Significância	Correlação ¹	MENEMEC ²	👍 OK
Índice fiscal	5,56 0,05%	👍	N/A	
Intercepto	2,80 2,32%	–		
Dados efetivamente usados	10 (11 coletados com um <i>outlier</i>).			👍 OK

(1) 👍 – Correção positiva. 👎 – Correção negativa;

(2) Menor Número de Eventos com Mesma Característica (deve ser superior a “2” para variáveis qualitativas).

c) Valor do imóvel

Equivale multiplicação do *valor unitário estimado (Ve)* – obtido substituição do *Índice Fiscal* do imóvel em apreço (“2.400,00”) na equação de regressão – por sua *área (Ap)*.

$$Ve = 3,17232 \times If + 4.208,81 = 3,17232 \times 2.400,00 + 4.208,81 \rightarrow$$

$$\rightarrow Ve = \mathbf{R\$ 11.822,37/m^2}$$

E:

$$Vi = Ap \times Ve = 232,18m^2 \times R\$ 11.822,37/m^2 \rightarrow$$

$$\rightarrow Vi = \mathbf{R\$ 2.744.917,87}$$

A precisão do trabalho é também calculada com base no *desvio padrão* e quantidade de elementos da amostra. Podemos calcular o intervalo de confiança “Ic” com a equação¹¹:

$$Ic = Ve \pm t_{(\alpha/2;n-p)} \times S_e \times \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(If_0 - \bar{If})^2}{\sum_{i=1}^n (If_i - \bar{If})^2}}$$

sendo:

- Ic (intervalo de confiança);
- Ve (valor unitário estimado para o imóvel em apreço):

¹¹ O erro padrão da estimativa de “Ve” (\hat{Y}) ao ponto “(If₀ ; Ve) = (2.400,00 ; 11.822,37)” é dado por:

$$EP(\hat{Y}) = S_e \times \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(If_0 - \bar{If})^2}{\sum_{i=1}^n (If_i - \bar{If})^2}} \rightarrow EP(\hat{Y}) = 393,1754.$$

**XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE
AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013**

$$Ve = R\$ 11.822,37/m^2;$$

- p (quantidade de parâmetros estimados da equação): p = 2;
- n (número de elementos da amostra efetivamente usados): n = 10;
- α (significância do intervalo de confiança): $\alpha = 20\%$;
- $t_{(\alpha/2; n-p)} = t_{(10\%; 8)} = 1,3968^{12}$;
- S_e (desvio padrão amostral): $S_e = R\$ 1.214,3342/m^2$;
- lf_0 (índice fiscal do imóvel em apreço): $lf_0 = 2.400,00$;
- lf_i (índice fiscal do elemento de pesquisa "i", conforme tabela 2);
- \bar{lf} (valor médio dos índices fiscais dos elementos de pesquisa):
 $\bar{lf} = 2.548,00$;

Substituindo os valores na equação:

$$Ic = R\$ 11.822,37/m^2 \pm 1,3968 \times 1.214,3342 \times \sqrt{\frac{1}{10} + \frac{(2.400,00 - 2.548,00)^2}{4.532.560,00}} \rightarrow$$

$$\rightarrow Ic = R\$ 11.822,37/m^2 \pm R\$ 549,19/m^2$$

O que conduz a:

$$LI = R\$ 11.822,37/m^2 - R\$ 549,19/m^2 \rightarrow$$

$$\rightarrow LI = R\$ 11.273,18/m^2$$

$$LS = R\$ 11.822,37/m^2 + R\$ 549,19/m^2 \rightarrow$$

$$\rightarrow LS = R\$ 12.371,56/m^2$$

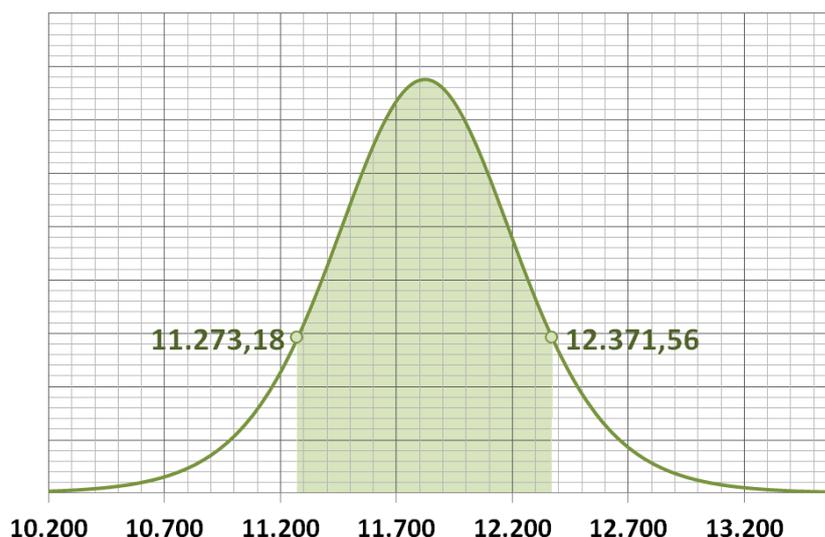


Figura 10 –
Intervalo de
Confiança de
80% em torno
da estimativa
pontual.

¹² Esta estatística pode ser obtida no MS Excel 2010:

$$t_{\alpha/2; \phi} = INV.T.BC(\alpha; \phi) \rightarrow t_{10\%; 8} = INV.T.BC(20\%; 8)$$

XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013

O grau de precisão é dado a partir da amplitude relativa do intervalo de confiança de 80% em torno da média.

$$AP = \frac{LS - LI}{Ve} = \frac{R\$ 12.371,56/m^2 - R\$ 11.273,18/m^2}{R\$ 11.822,37/m^2} \rightarrow$$

$$\rightarrow AP = 9\%$$

Conforme item 9 da *NBR 14.653-2:2011*, tendo em vista que $AP < 30\%$, a avaliação atingiu o **Grau de Precisão III**.

O poder de predição do modelo é verificado abaixo, com o gráfico de *preços observados* na abscissa *versus valores estimados pelo modelo* na ordenada, que apresenta pontos próximos à bissetriz do primeiro quadrante e coaduna com o grau de precisão calculado.

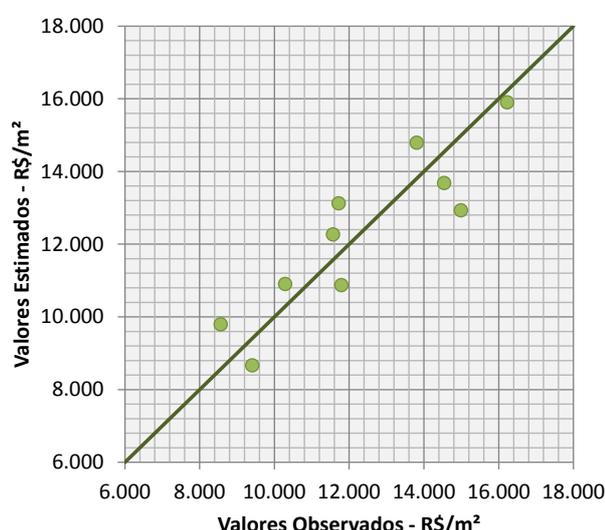


Figura 11 – Poder de predição do modelo, que apresenta pontos próximos à bissetriz do primeiro quadrante.

4. COMPARAÇÃO DOS TRABALHOS

O capítulo precedente nos trouxe, então, dois Laudos de Avaliação realizados para a mesma data de referência e para o mesmo bem, que concluíram por valores distintos em cerca de dez por cento, conforme ilustra a tabela 5 abaixo. Ambos foram realizados com observância às recomendações das Normas e podem ser considerados tecnicamente corretos.

Tabela 5 – Comparação dos dois trabalhos de avaliação.

	Exemplo 1 – Fatores	Exemplo 2 – Inferência	Diferença em módulo
Valor total (R\$)	2.518.054,79	2.744.917,87	226.836,08
Valor Unitário (R\$/m²)	10.845,27	11.822,37	977,10
Precisão – Amplitude	Grau III – 19%	Grau III – 9%	
Normalidade – 68% 90% 95%	Normal 71% 86% 100%	Normal 70% 90% 100%	

XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013

Em que pese tratar-se de exemplo fictício, em nossa vida profissional não são raras as situações análogas, que podem emergir do interesse de contrapartes em uma transação¹³, cada qual escorada por seu próprio Laudo de Avaliação.

As contrapartes podem transigir e espontaneamente adotar um dos valores ou mesmo um valor intermediário de consenso. Podem também consultar seus especialistas em avaliações para a coleta de mais subsídios, que lhe permitam decisão mais segura.

Almejamos explorar esse cenário para estabelecer uma metodologia, um procedimento técnico de suporte à decisão, que provenha mais subsídios às partes envolvidas. Trata-se evidentemente de um entre os diversos encaminhamentos técnicos possíveis.

4.1 DIFERENÇAS ADMISSÍVEIS

Na primeira parte deste trabalho (“Natureza das Diferenças”) justificamos que a existência de uma diferença razoável entre os resultados (*valores de mercado*) de dois Laudos de Avaliação, não implica na apriorística consideração de um dos trabalhos incorreto em detrimento do outro, pois a diferença se origina do próprio comportamento do mercado, do conceito probabilístico do *valor de mercado* e da metodologia empregada na sua obtenção.

Observamos também que a tecnologia embarcada no *Método Comparativo Direto de Dados de Mercado* – seja ele desenvolvido pelo *tratamento por fatores* ou pelo *tratamento científico* – permite conhecer, quantificar e minimizar os erros decorrentes de aspecto subjetivos inerentes ao mercado em estudo e, com isso, estabelecer um *intervalo de confiança* e qualificar o resultado do trabalho em *Graus de Precisão*.

A decisão do valor ou eventual subsídio às contrapartes em negociação não pode se resumir, assim, a uma escolha maniqueísta entre dois valores, um deles certo e o outro errado. O profissional de avaliações pode prover subsídios mais consistentes, ao responder duas questões subjacentes ao cenário estabelecido.

1. A diferença entre os resultados dos dois trabalhos é justificável?
2. Se sim, qual o valor mais provável para o bem em apreço?

Os dois laudos referem-se mesmo bem e, por conta disso, podemos assumir que as respectivas pesquisas de preços devem se compor de duas amostras extraídas da mesma população. Podemos também testar essas amostras, para confirmar se atendem a esse requisito, verificando se:

1. As duas amostras possuem comportamento similar;
2. As variâncias das populações das quais foram extraídas as duas amostras podem ser admitidas como iguais; e
3. A diferença das médias populacionais pode ser admitida como nula.

¹³ A transação pode ter as mais diversas origens, tais como: operação de *venda e compra* no mercado, desapropriações administrativas, extinção de condomínio, partilha, lides, etc.

XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013

Caso sejam verificados e confirmados os três requisitos acima: as duas amostras possuam comportamento similar e as variâncias e médias das populações de onde foram colhidas possam ser admitidas como iguais; então podemos entender que a diferença entre o resultado dos laudos é admissível e está justificada pela parcela aleatória inerente ao comportamento do mercado.

Remanescerá então a segunda questão, de definir o valor mais provável.

4.1.1 Comportamento das amostras

A primeira verificação (comportamento da amostra), já usual nas avaliações, pode empregar os critérios estabelecidos no item A.2.1.2 da NBR 14.653-2:2011:

A.2.1.2 Normalidade

A verificação da normalidade pode ser realizada, entre outras, por uma das seguintes formas:

- a) *Pelo exame do histograma dos resíduos amostrais padronizados, com o objetivo de verificar se sua forma guarda semelhança com a da curva normal;*
- b) *...*
- c) *Pela comparação dos resíduos amostrais padronizados nos intervalos de $[-1; +1]$, $[-1,64; +1,64]$ e $[-1,96; +1,96]$, com probabilidades da distribuição normal padrão nos mesmos intervalos, ou seja, 68%, 90% e 95%;*

A NBR 14.653-2:2011 cita textualmente a curva normal em “A.2.1.2.a” em face dos pressupostos do modelo de regressão linear, tema de seu “Anexo A”. Não obstante, a técnica permite verificar a similaridade com outras curvas teóricas além da normal.

Os dois laudos em tela apresentam resíduos com comportamento igual e normal, conforme demonstrado na Tabela 5 e critério “c” citado (Laudo fatores: 71%, 86% e 100% e Laudo Inferência: 70%, 90% e 100%).

A Estatística oferece ferramenta adequada para a verificação dos dois requisitos adicionais, igualdade das variâncias e nulidade da diferença das médias.

4.2 INTERVALO DE CONFIANÇA E TESTES DE HIPÓTESES

O *Teste de Hipóteses* é uma ferramenta estatística que permite verificar se os dados amostrais trazem evidências que apoiem ou não uma hipótese formulada. A sequência básica de um *Teste de Hipóteses* é dada por¹⁴:

1. Fixe a hipótese a ser testada (H_0) e a hipótese alternativa (H_1);
2. Use a teoria estatística e as informações disponíveis para definir o estimador que será usado e obtenha suas propriedades (distribuição, média e desvio padrão);
3. Fixe o *nível de significância* (α) e use-o para construir a região crítica (regra de decisão);

¹⁴ BUSSAB e MORETTIN, 2005.

**XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE
AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013**

4. Calcule o valor da estatística do teste com base nas informações da amostra;
5. Se o valor da estatística estiver contido na região crítica, rejeita-se a hipótese testada (H_0) e se admite a hipótese alternativa (H_1), do contrário, não se rejeita a hipótese testada.

Tomemos como exemplo a pesquisa de tratamento por fatores, que conclui pela média (\bar{X}) de R\$ 10.845,27/m² e desvio padrão (S) de R\$ 1.858,86/m², com sete elementos de pesquisa efetivamente usados (tabela 1). Podemos assumir, ao nível de significância de 20%, que o valor da média populacional é R\$ 10.000,00/m²?

1. Fixe a hipótese a ser testada (H_0) e a hipótese alternativa (H_1).

$$H_0: \mu = \text{R\$ } 10.000,00/\text{m}^2;$$

$$H_1: \mu \neq \text{R\$ } 10.000,00/\text{m}^2;$$

2. Use a teoria estatística e as informações disponíveis para definir o estimador que será usado e obtenha suas propriedades (distribuição, média e desvio padrão).

Temos uma amostra normalmente distribuída com “7” elementos, $\bar{X} = \text{R\$ } 10.845,27/\text{m}^2$ e $S = \text{R\$ } 1.858,86/\text{m}^2$. Pelo Teorema do Limite Central:

$$\bar{X} \sim N \left[10.845,27; \frac{(1.858,86)^2}{7} \right]$$

3. Fixe o nível de significância (α) e use-o para construir a região crítica (regra de decisão).

O nível de significância é de 20% conforme enunciado. A verificação deve ser “bicaudal”, pois a hipótese alternativa é “ $H_1: \mu \neq \text{R\$ } 10.000,00/\text{m}^2$ ”, ou seja, abarca tanto a condição de “ $\mu < \text{R\$ } 10.000,00/\text{m}^2$ ” quanto “ $\mu > \text{R\$ } 10.000,00/\text{m}^2$ ”.

As regiões críticas são dadas por:

$$|t| = \left| \frac{\bar{X}_c - \mu_0}{S/\sqrt{n}} \right| \geq t_{\alpha/2; n-1} \rightarrow \left| \frac{\bar{X}_c - 10.000,00}{1.858,86/\sqrt{7}} \right| \geq t_{20\%/2; 7-1} \rightarrow$$

$$\rightarrow \left| \frac{\bar{X}_c - 10.000,00}{1.858,86/\sqrt{7}} \right| \geq 1,4398$$

$$\rightarrow \bar{X}_{c1} \leq 10.000,00 - 1.011,58 \rightarrow \bar{X}_{c1} \leq \mathbf{8.988,42}$$

$$\rightarrow \bar{X}_{c2} \geq 10.000,00 + 1.011,58 \rightarrow \bar{X}_{c2} \geq \mathbf{11.011,58}$$

**XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE
AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013**

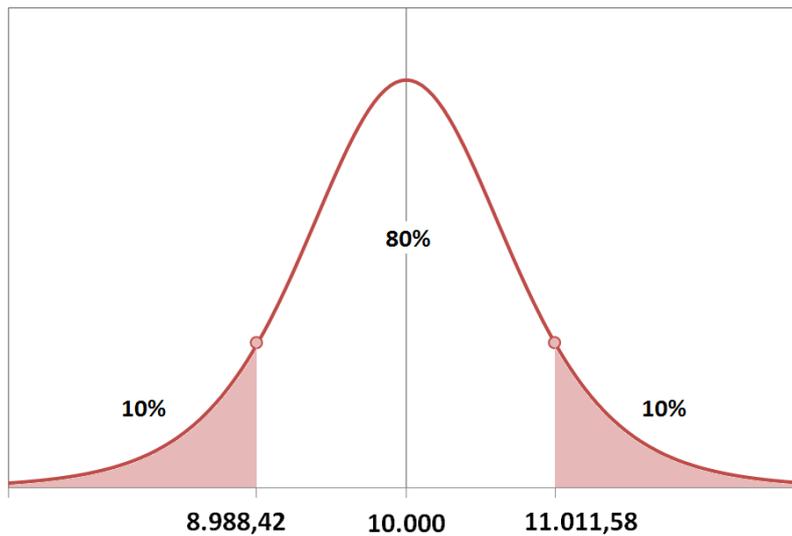


Figura 12 –
Região Crítica de
rejeição da
hipótese nula (■),
 $H_0: \mu = 10.000$.

4. Calcule o valor da estatística do teste com base nas informações da amostra.

A informação atinente é a média amostral, no caso: $\bar{X} = \text{R\$ } 10.845,27/\text{m}^2$.

5. Se o valor da estatística estiver contido na região crítica, rejeita-se a hipótese testada (H_0) e se admite a hipótese alternativa (H_1), do contrário, não se rejeita a hipótese testada.

Conclusão: como a média amostral \bar{X} não está contida na região crítica de rejeição da hipótese nula ($H_0: \mu = 10.000$), o valor da média populacional pode ser admitido como igual a $\text{R\$ } 10.000,00/\text{m}^2$.

Outra forma de testar hipóteses e que obtém resultados semelhantes ao procedimento anterior, é o emprego do *intervalo de confiança*. Conforme WONNACOTT, TH e WONNACOTT, RJ (1972), em tradução livre:

Um intervalo de confiança pode ser considerado como o simples conjunto de hipóteses aceitáveis.

...

H_0 é aceitável se e somente se o intervalo de confiança pertinente contém H_0 .

O valor da hipótese nula de nosso exemplo anterior ($H_0: \mu = \text{R\$ } 10.000,00/\text{m}^2$) está contido no intervalo de confiança da média amostral $\bar{X} = \text{R\$ } 10.845,27/\text{m}^2$ (Figura 5), que também foi definido com o nível de significância de 20% bicaudal:

$$LI = \text{R\$ } 9.833,69/\text{m}^2 < H_0: \mu = \text{R\$ } 10.000,00/\text{m}^2 < LS = \text{R\$ } 11.856,85/\text{m}^2$$

Assim, impõe-se também por essa análise a aceitação da hipótese nula, de que o valor da média populacional pode ser admitido como igual a $\text{R\$ } 10.000,00/\text{m}^2$ ao nível de significância de 20%.

XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013

Os dois mecanismos de testar hipóteses são cotejados na figura 13 seguinte¹⁵.

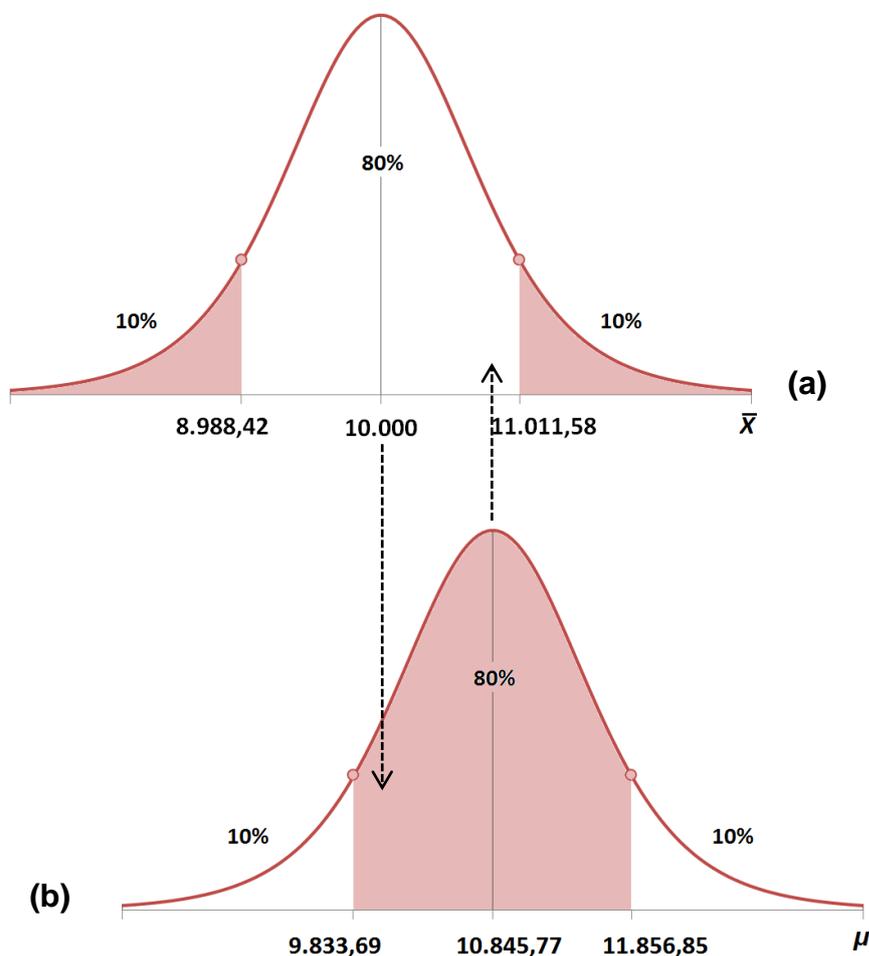


Figura 13 – Comparação entre o teste de hipótese clássico (a) e o intervalo de confiança (b). O valor da hipótese básica em “a” ($H_0: \mu = \text{R\$ } 10.000,00/\text{m}^2$) está contido no intervalo de confiança de “b”; da mesma forma que a média amostral de “b” ($\bar{X} = \text{R\$ } 10.845,27/\text{m}^2$) está fora dos intervalos de rejeição da referida hipótese básica de “a”.

A figura superior “a” – o teste de hipótese clássico – determina um intervalo de rejeição para a média amostral \bar{X} , a partir do valor da hipótese nula à média populacional ($H_0: \mu = \text{R\$ } 10.000,00/\text{m}^2$), enquanto o intervalo de confiança determina os limites de em que se presume a média populacional (μ), a partir da média amostral. Ambos com conclusões equivalentes quanto à hipótese básica formulada.

Para os testes referentes às amostras (pesquisas de mercado) dos dois laudos, quais sejam, se as variâncias das duas amostras podem ser admitidas como iguais e se a diferença das médias pode ser admitida como nula, faremos uso da técnica do *intervalo de confiança*.

4.2.1 Igualdade das variâncias

O intervalo de confiança para o quociente de duas variâncias populacionais (σ_1^2 e σ_2^2) é dado por¹⁶:

¹⁵ Inspirada em WONNACOTT, TH e WONNACOTT, RJ (1972).

¹⁶ GUERRA, MJ e DONAIRE, D, (1986).

**XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE
AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013**

$$P \left[\frac{S_1^2}{S_2^2} \times \frac{1}{F_{(\alpha/2; \phi_1; \phi_2)}} \leq \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \leq \frac{S_1^2}{S_2^2} \times F_{(\alpha/2; \phi_2; \phi_1)} \right] = 1 - \alpha$$

onde:

- σ_1^2 e σ_2^2 (variância das populações “1” e “2”): são desconhecidas e nos interessa apenas o intervalo de confiança de “ $\Delta = \sigma_1^2 / \sigma_2^2$ ”. Senão, vejamos.

A hipótese básica que estamos testando é de que ambas as amostras “1” e “2” saíram da mesma população, afinal os dois laudos avaliam o mesmo imóvel. Isso implica assumir que “ $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ ”, ou seja, as hipóteses nula e alternativa são:

$$\begin{aligned} H_0: \sigma_1^2 &= \sigma_2^2; \\ H_1: \sigma_1^2 &\neq \sigma_2^2. \end{aligned}$$

Em outros termos:

$$\sigma_1^2 = \sigma_2^2 \rightarrow \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1$$

Assim, se o intervalo de confiança contiver o valor “1”, se aceita H_0 , do contrário essa hipótese nula é rejeitada.

O teste é bicaudal, dado que a hipótese alternativa é válida tanto para “ $\sigma_1^2 < \sigma_2^2$ ”, quanto para “ $\sigma_1^2 > \sigma_2^2$ ”.

- S_1^2 (variância da amostra “1”). Corresponde ao quadrado do desvio padrão da amostra “1”, que foi calculado na tabela 1 ($S = R\$ 1.858,86/m^2$):

$$S_1^2 = (S_1)^2 = (1.858,86)^2 \rightarrow S_1^2 = \mathbf{3.455.360,50}$$

- S_2^2 (variância da amostra “2”): corresponde ao quadrado do desvio padrão dos resíduos da amostra “2”, que foi calculado na tabela 2 ($S = R\$ 1.214,33/m^2$)¹⁷:

$$S_2^2 = (S_2)^2 = (1.214,33)^2 \rightarrow S_2^2 = \mathbf{1.474.597,35}$$

- α (significância do intervalo de confiança): propomos a adoção do mesmo nível de significância tradicional da estatística:

$$\alpha = 5\%$$

Justifiquemos o abandono, neste caso, da significância especificado na normas NBR 14.653 para a definição da precisão da avaliação¹⁸ ($\alpha = 20\%$).

¹⁷ Estamos comparando as amostras neste teste específico, para confirmar que foram extraídas da mesma população. Assim, afigura-se impertinente a utilização do erro padrão da estimativa pontual – EP(\hat{Y}) – que foi empregado para a definição do respectivo intervalo de confiança.

XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013

Assumimos neste trabalho que ambos os laudos estão tecnicamente corretos. Recomendamos que em situações reais essa premissa seja confirmada.

Sendo tecnicamente corretos os laudos, as duas amostras atendem aos diversos requisitos das Normas, inclusive quanto à semelhança ao objeto da avaliação.

E cediço que, quanto maior o nível de significância, mais rigoroso é o teste. Em contrapartida, aumenta-se a possibilidade de indevidamente rejeitar uma hipótese nula verdadeira, o denominado “Erro Tipo I”.

Assim, entendemos que as normas técnicas impõem restrições à composição da amostra que permitem reduzir a significância deste teste em particular, com o objetivo de minimizar tal “Erro Tipo I”, sem, no entanto, comprometer o rigor da análise desenvolvida.

- ϕ_1 (graus de liberdade da amostra “1”): a amostra “1” conta com sete elementos e seus resíduos foram calculados com o emprego da média amostral, que “consumiu” um grau de liberdade. Nestes termos:

$$\phi_1 = n_1 - 1 = 7 - 1 \rightarrow \phi_1 = 6$$

- ϕ_2 (graus de liberdade da amostra “2”): a amostra “2” conta com dez elementos e seus resíduos foram calculados com o emprego da estimativa de “Y” (\hat{Y}), que por sua vez depende de dois parâmetros da equação¹⁹, que foram estimados. Assim, a equação “consumiu” dois graus de liberdade:

$$\phi_2 = n_2 - 2 = 10 - 2 \rightarrow \phi_2 = 8$$

- $F_{(\alpha/2; \phi_1; \phi_2)}$ (distribuição “F-Snedecor”): o valor pode ser obtido com o uso do MS Excel²⁰. Devemos prestar atenção à coleta de dois resultados distintos, à ordem dos graus de liberdade das amostras, pois à esquerda a fórmula aparece com “ ϕ_1 ; ϕ_2 ” e à direita com “ ϕ_2 ; ϕ_1 ”, o que afeta o resultado.

$$F_{(5\%/2; 6; 8)} = 4,6517 \text{ e } F_{(5\%/2; 8; 6)} = 5,5996$$

Ao substituir os valores na equação, teremos:

$$\frac{S_1^2}{S_2^2} \times \frac{1}{F_{\alpha/2}(\phi_1; \phi_2)} \leq \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \leq \frac{S_1^2}{S_2^2} \times F_{\alpha/2}(\phi_2; \phi_1) \rightarrow$$

¹⁸ O item itens 9.2.3 da NBR 14.653-2:2011 e também o item 9.5 da NBR 14.653-3:2004 definem o “intervalo de confiança de 80% em torno do valor da estimativa de tendência central”, o que equivale ao nível de significância de 20%.

¹⁹ O intercepto “ β ” e coeficiente que multiplica o *índice fiscal*, “ β_1 ”. Vide explicação ao resíduo amostral no exemplo da inferência.

²⁰ Usando o MS Excel 2010:

$$F_{\alpha/2}(\phi_1; \phi_2) = INV.F.CD(\alpha/2; \phi_1; \phi_2)$$

$$\rightarrow \frac{3.455.360,50}{1.474.597,35} \times \frac{1}{4,6517} \leq \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \leq \frac{3.455.360,50}{1.474.597,35} \times 5,5996 \rightarrow$$

$$\rightarrow 0,50 \leq \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \leq 13,12$$

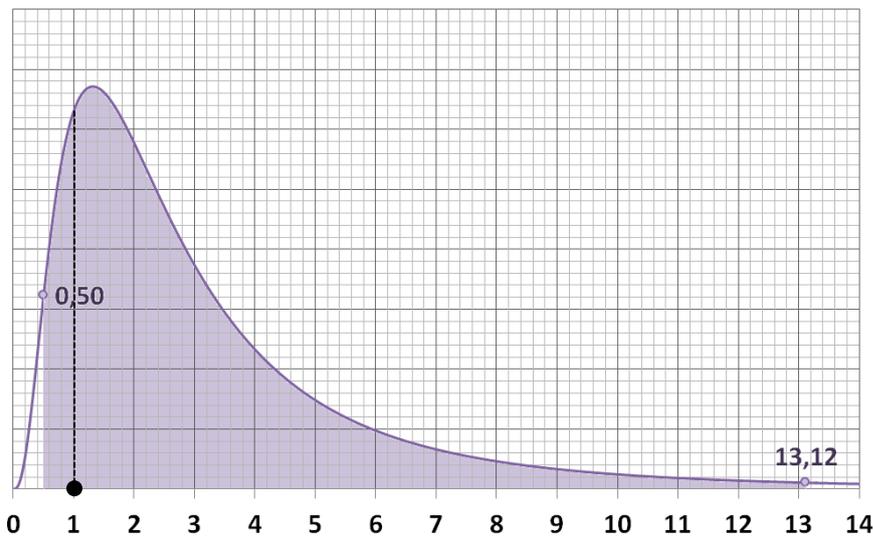


Figura 14 – Intervalo de confiança do quociente das variâncias das populacionais “1” e “2” (σ_1^2 / σ_2^2), que contém o valor “1,00”.

Assim, impõe-se a aceitação – ou a *não rejeição* – da hipótese nula (H_0), de que a variância das populações das quais foram coletadas as duas amostras é igual:

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 \quad (\text{Aceita}).$$

4.2.2 Diferença das médias

O intervalo de confiança para a diferença de duas médias populacionais (μ_1 e μ_2) com mesma variância populacional (σ^2) desconhecida, é dado por²¹:

$$P \left[(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - t_{\alpha/2; \emptyset} \times S_p \times \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} \leq \mu_1 - \mu_2 \leq (\bar{X}_1 - \bar{X}_2) + t_{\alpha/2; \emptyset} \times S_p \times \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} \right] = 1 - \alpha$$

onde:

- μ_1 e μ_2 (média das populações “1” e “2”): são desconhecidas e nos interessa apenas a diferença “ $\Delta = \mu_1 - \mu_2$ ”.

As hipóteses nula e alternativa são:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2;$$

$$H_1: \mu_1 \neq \mu_2.$$

²¹ GUERRA, MJ e DONAIRE, D, (1986).

**XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE
AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013**

Em outros termos:

$$\mu_1 = \mu_2 \rightarrow \mu_1 - \mu_2 = 0$$

Assim, se o referido intervalo de confiança contiver o valor “0” (zero), se aceita H_0 , do contrário ela é rejeitada. O teste é bicaudal, dado que a hipótese alternativa é válida tanto para “ $\mu_1 - \mu_2 < 0$ ”, quanto para “ $\mu_1 - \mu_2 > 0$ ”.

- \bar{X}_1 (média da amostra “1”): no caso em tela, considerando que o valor da média amostral foi diretamente aplicado ao avaliando sem qualquer fator de ajuste, \bar{X}_1 corresponde calculado na Tabela “1”:

$$\bar{X}_1 = 10.845,27$$

Ressalva importante deve ser feita aos casos de *Tratamento por fatores* em que, após a homogeneização da pesquisa de preços, aplica-se um ou mais fatores de ajuste para se obter o valor do imóvel em apreço.

Nestes casos, o valor unitário \bar{X}_1 deve ser também ajustado por tais fatores antes da aplicação deste teste, de modo a que espelhe exatamente o mesmo imóvel do outro unitário \bar{X}_2 .

- \bar{X}_2 (média da amostra “2”): corresponde à estimativa pontual ao imóvel avaliando (Ve).

$$\bar{X}_2 = 11.822,37$$

Aqui também vale a ressalva feita anteriormente aos casos de *Tratamento por fatores*. Os valores unitários \bar{X}_1 e \bar{X}_2 devem corresponder a imóvel com mesmas características físicas.

- α (significância do intervalo de confiança): entendemos pertinente a adoção do mesmo nível de significância especificado nas normas da série NBR 14.653 para a definição da precisão de uma avaliação:

$$\alpha = 20\%$$

Diferentemente do teste anterior e considerando que estamos tratando exatamente do resultado do trabalho neste momento, não identificamos motivos para que este teste se afaste do nível de significância especificado nas Normas para a definição da precisão do laudo.

- n_1 (número de elementos da amostra “1”).

$$n_1 = 7$$

- n_2 (número de elementos da amostra “2”).

**XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE
AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013**

$$n_2 = 10$$

- ϕ (graus de liberdade da variável “t” ao teste). É dado pela soma dos graus de liberdade das duas amostras²²:

$$\phi = \phi_1 + \phi_2 = 6 + 8 \rightarrow \phi = 14$$

- $t_{(\alpha/2; \phi)}$ (distribuição “t” de student): o valor pode ser obtido com o uso do MS Excel²³.

$$t_{\alpha/2; \phi} = t_{10\%; 14} \rightarrow t_{10\%; 14} = 1,3450$$

- S_p (desvio padrão ponderado): é dado pela ponderação das variâncias das duas amostras em face dos respectivos graus de liberdade.

$$S_p = \sqrt{\frac{\phi_1 \times S_1^2 + \phi_2 \times S_2^2}{\phi}}$$

No tocante à amostra “1”, o desvio padrão (S_1) e a variância (S_1^2) são as mesma calculadas anteriormente na tabela 1.

$$S_1^2 = (S_1)^2 = (1.858,86)^2 \rightarrow S_1^2 = 3.455.360,50$$

Com relação à amostra “2”, considerando que ora estamos no cerne da comparação dos valores, devemos utilizar o desvio padrão (ou *erro padrão*) correspondente à estimativa pontual, $EP(\hat{Y})$, o mesmo que foi empregado para a definição do intervalo de confiança do valor encontrado na equação²⁴.

$$S_2^2 = EP(\hat{Y})^2 \times n_2 = (393,1754)^2 \times 10 \rightarrow S_2^2 = 1.545.869,27$$

O desvio padrão ponderado (S_p) é dado por:

$$S_p = \sqrt{\frac{\phi_1 \times S_1^2 + \phi_2 \times S_2^2}{\phi}} = \sqrt{\frac{6 \times 3.455.360,50 + 8 \times 1.545.869,27}{14}} \rightarrow$$

$$\rightarrow S_p = 1.537,60$$

²² WONNACOTT, TH e WONNACOTT, RJ (1972).

²³ Usando o MS Excel 2010: $t_{\alpha/2; \phi} = INV.T.BC(\alpha; \phi)$

²⁴ Conforme item “Valor do imóvel” do “Exemplo numérico com o tratamento científico”, $EP(\hat{Y}) = 393,1754$.

XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013

Substituindo-se na equação do intervalo de confiança, teremos²⁵:

$$\begin{aligned} (10.845,27 - 11.822,37) - 1,345 \times 1.537,6 \times \sqrt{\frac{1}{7} + \frac{1}{10}} &\leq \mu_1 - \mu_2 \\ &\leq (10.845,27 - 11.822,37) + 1,345 \times 1.537,6 \times \sqrt{\frac{1}{7} + \frac{1}{10}} \rightarrow \\ &\rightarrow -1.996,28 \leq \mu_1 - \mu_2 \leq 42,08 \end{aligned}$$

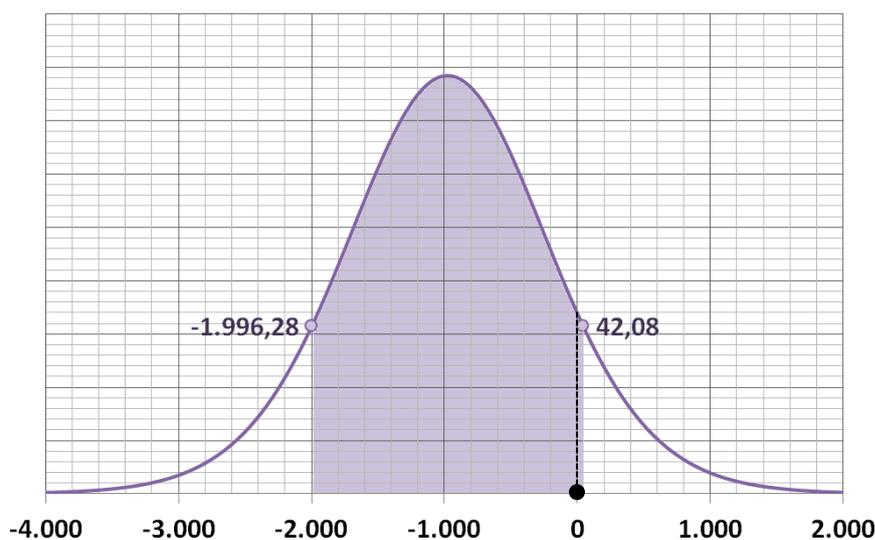


Figura 15 – Intervalo de confiança para a diferença das médias populacionais, que abriga o valor nulo ($\Delta = \mu_1 - \mu_2 = 0$) e que permite aceitar a hipótese básica: $H_0: \mu_1 = \mu_2$.

Assim, impõe-se a aceitação também dessa hipótese nula (H_0), de que as médias das populações das quais foram coletadas as duas amostras são iguais:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 \quad (\text{👉 Aceita}).$$

4.3 VALOR MAIS PROVÁVEL

4.3.1 Resumo da análise desenvolvida

Resumindo as verificações realizadas e respectivos resultados:

1. **As duas amostras possuem comportamento similar.** Com base no critério estabelecido no item A.2.1.2.c da NBR 14.653-2:2011 e conforme demonstrado na Tabela 5, as duas amostras apresentam comportamento Normal (Laudo fatores: 71%, 86% e 100% e Laudo Inferência: 70%, 90% e 100%);

²⁵ Com o objetivo de evitar valores negativos na diferença, poderíamos trabalhar com " $\mu_2 - \mu_1 = 0$ ", o que não afetaria as conclusões do estudo.

**XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE
AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013**

2. **As variâncias das populações das quais foram extraídas as duas amostras podem ser admitidas como iguais.** Essa conclusão escorreu-se intervalo de confiança do quociente das variâncias populacionais ($\Delta = \sigma_1^2 / \sigma_2^2$), com nível de significância de 5%, que permitiu a aceitação da hipótese nula: $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$.
3. **A diferença das médias populacionais pode ser admitida como nula.** Essa conclusão pautou-se no intervalo de confiança da diferença das médias populacionais ($\Delta = \mu_1 - \mu_2$), com nível de significância de 20%, que permitiu aceitação (ou a *não rejeição*) da hipótese nula ($H_0: \mu_1 = \mu_2$).

Conclui-se, portanto, que as amostras constituintes das pesquisas de preços que compõem os dois laudos em análise, foram extraídas da mesma população. Não há evidências estatísticas que autorizem concluir que foram extraídas de populações distintas.

Essa análise alicerça a conclusão de que a diferença entre o resultado dos laudos é admissível e está justificada pela parcela aleatória inerente ao mercado.

O desafio final do trabalho será definir o valor mais provável ao bem em apreço, com base nos elementos apreciados. Pretendemos neste item apresentar uma forma de conciliação dos dois trabalhos, tendo em vista que estão tecnicamente corretos e que a diferença entre os resultados está justificada. Evidentemente que não é única.

4.3.2 Valor ótimo

A figura abaixo ilustra a distribuição da média das duas amostras ($\bar{X}_1 = 10.845,27$ e $\bar{X}_2 = 11.822,37$). Na interseção das curvas temos um ponto médio \bar{X}_M (muito próximo de “11.500”) tal que:

$$P[X_1 \leq \bar{X}_M] = P[X_2 \geq \bar{X}_M] = \gamma$$

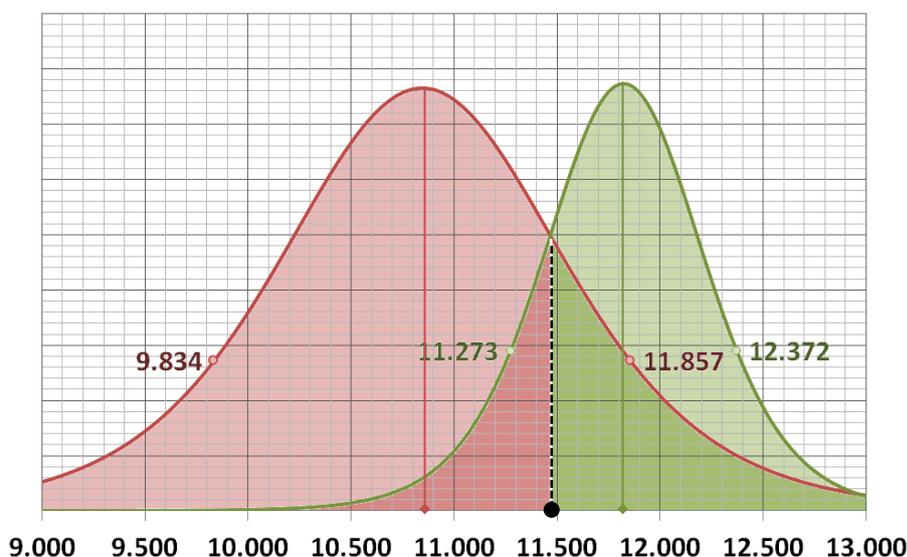


Figura 16 –
Distribuição da
média das duas
amostras ($\bar{X}_1 =$
10.845,27 e
 $\bar{X}_2 =$
11.822,37).

**XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE
AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013**

O referido valor de \bar{X}_M também equilibra a soma das distribuições acumuladas de “ $X_1 + X_2$ ”, conforme demonstrado na equação abaixo e na soma das respectivas distribuições acumuladas (figura 17).

$$P[-\infty \leq X_1 \leq +\infty] + P[-\infty \leq X_2 \leq +\infty] = 2 \rightarrow$$

$$\rightarrow P[-\infty \leq X_1 \leq X_M] + P[-\infty \leq X_2 \leq X_M] = P[X_M \leq X_1 \leq +\infty] + P[X_M \leq X_2 \leq +\infty] = 1$$

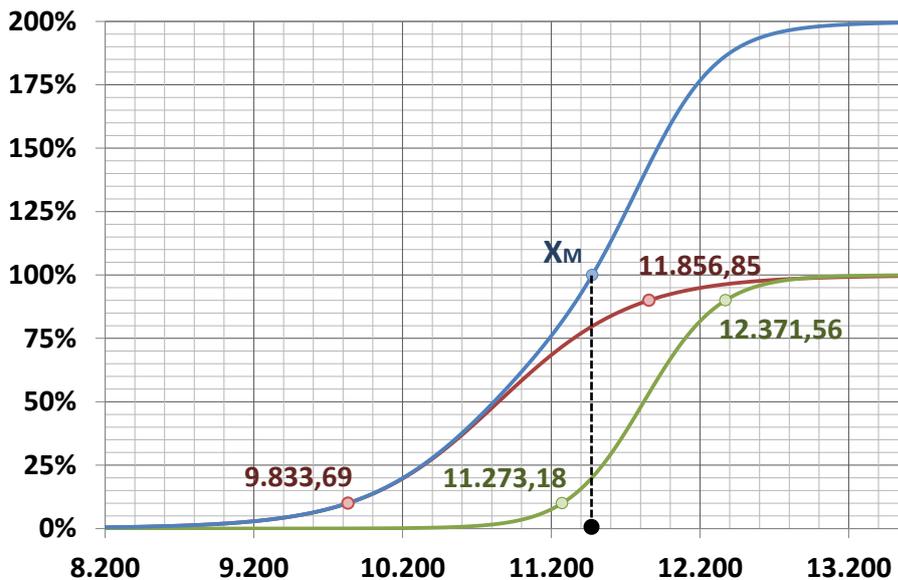


Figura 17 –
Soma das distribuições acumuladas de “ $X_1 + X_2$ ” e o ponto médio “ X_M ”.

Esse ponto \bar{X}_M corresponde à melhor aproximação do valor, na medida em que pondera o resultado de cada laudo de maneira proporcional à respectiva precisão. Isso faz com que tal valor médio se aproxime do resultado do laudo mais preciso, sem, no entanto, ignorar o segundo laudo também correto.

No caso em estudo, o laudo desenvolvido por fatores obteve amplitude de 19% para o intervalo de confiança de 80%, enquanto o laudo desenvolvido por inferência foi mais preciso porque obteve 9% de amplitude. Muito embora ambos tenham atingido o melhor grau de precisão das Normas (Grau III).

Assim, o valor médio \bar{X}_M está mais próximo de \bar{X}_2 do que de \bar{X}_1 , é pouco superior à média aritmética de ambos (“11.333,82”).

Essa melhor precisão é observada na figura anterior, em que a curva normal da amostra do primeiro laudo (em vermelho) apresenta-se mais “aberta”, com maior dispersão (tendendo a mesocúrtica), enquanto a curva normal referente ao segundo laudo mostra-se mais “fechada”, com menor dispersão (leptocúrtica).

Para encontrar o referido valor de \bar{X}_M , temos:

$$P[X_1 \leq \bar{X}_M] = P[X_2 \geq \bar{X}_M] = \gamma \rightarrow$$

$$\rightarrow \bar{X}_M = \bar{X}_1 + t_{\gamma; \phi_1} \times \frac{S_1}{\sqrt{n_1}} = \bar{X}_2 + t_{1-\gamma; \phi_2} \times \frac{S_2}{\sqrt{n_2}}$$

**XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE
AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013**

onde²⁶:

- \bar{X}_1 (média da amostra “1”): $\bar{X}_1 = 10.845,27$;
- \bar{X}_2 (média da amostra “2”): $\bar{X}_2 = 11.822,37$;
- n_1 (número de elementos da amostra “1”): $n_1 = 7$;
- n_2 (número de elementos da amostra “2”): $n_2 = 10$;
- S_1 (desvio padrão da amostra “1”): $S_1 = 1.858,86$;
- S_2 (erro padrão da estimativa pontual, $EP(\hat{Y})$): $S_2 = 1.243,33$;
- ϕ_1 (graus de liberdade da amostra “1”): $\phi_1 = 6$;
- ϕ_2 (graus de liberdade da amostra “2”): $\phi_2 = 8$;
- $t_{(\gamma; \phi_1)}$ (distribuição “t” de Student com probabilidade unicaudal “ γ ” e “ ϕ_1 ” graus de liberdade);
- γ (probabilidade): primeira incógnita do problema.

Como primeira parte do problema, teremos:

$$\begin{aligned} \bar{X}_1 + t_{\gamma; \phi_1} \times \frac{S_1}{\sqrt{n_1}} &= \bar{X}_2 + t_{1-\gamma; \phi_2} \times \frac{S_2}{\sqrt{n_2}} \rightarrow \\ \rightarrow 10.845,27 + t_{\gamma; 6} \times \frac{1.858,86}{\sqrt{7}} &= 11.822,37 + t_{1-\gamma; 8} \times \frac{1.243,33}{\sqrt{10}} \end{aligned}$$

A solução dessa equação pode se dar pelo *método iterativo*, pelo *método da divisão ao meio*, ou com o uso da ferramenta de “atingir meta” do MS Excel, que respeitosa e deixamos de reproduzir. Conclui por:

$$\gamma = 79,8023\%$$

E, com isso:

- $t_{(\gamma; \phi_1)}$ (distribuição “t” de Student com probabilidade unicaudal “ γ ” e “ ϕ_1 ” graus de liberdade);

$$t_{\gamma; \phi_1} = t_{79,8023\%; 6} = 0,8976$$

$$\begin{aligned} \bar{X}_M &= \bar{X}_1 + t_{\gamma; \phi_1} \times \frac{S_1}{\sqrt{n_1}} = 10.845,27 + 0,8976 \times \frac{1.858,86}{\sqrt{7}} \rightarrow \\ &\rightarrow \bar{X}_M = \mathbf{11.475,94} \end{aligned}$$

²⁶ Deixamos de explicar detidamente cada variável, pois já foram anteriormente apresentadas e calculadas.

XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013

4.3.3 Valor total do imóvel

Tendo em vista a coincidência do unitário ao imóvel em apreço, o seu valor total será obtido pelo produto de sua *área privativa* com o referido unitário.

$$V_i = A_p \times \bar{X}_M = 232,18m^2 \times R\$ 11.475,94/m^2 \rightarrow$$

$$\rightarrow V_i = R\$ 2.664.483,75$$

Tabela 6 – Comparação dos resultados da avaliação.

	Exemplo 1 – Fatores	Exemplo 2 – Inferência	Valor Final Ponderado
Valor total (R\$)	2.518.054,79	2.744.917,87	2.664.483,75
Valor Unitário (R\$/m²)	10.845,27	11.822,37	11.475,94

5. CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

Dois Laudos de Avaliação realizados em uma mesma época e ambos tecnicamente corretos podem concluir por *valores de mercado* diferentes para o mesmo bem. Pequenas variações nos valores são absolutamente naturais e decorrem de elementos subjetivos inerentes ao mercado, a denominada *parcela aleatória* dos preços.

Essa aleatoriedade se reflete na amostra de eventos pesquisados para a composição dos Laudos elaborados pelo *Método Comparativo Direto de Dados de Mercado*, é mitigada pelas técnicas de avaliação, seja no *tratamento por fatores* ou no *tratamento científico* e é medida ao final do trabalho pelo respectivo *Grau de Precisão*.

Apresentamos neste trabalho um procedimento para a comparação de resultados divergentes – *valores de mercado* distintos – no cenário proposto, de dois Laudos de Avaliação contemporâneos, tecnicamente corretos e que são fundamentados no *Método Comparativo Direto de Dados de Mercado*. Seu emprego estabelece se a diferença entre os valores encontrados em cada trabalho é tecnicamente justificada ou não.

Ademais, oferecemos um critério técnico para a construção de um terceiro valor alternativo.

Tais procedimentos podem ser – com as devidas cautelas – utilizados em casos análogos e para isso sugerimos as etapas a seguir.

5.1 PROCEDIMENTO DE COMPARAÇÃO

- 1) **Análise técnica de cada laudo.** Tem por objetivo conhecer os trabalhos e o cenário das avaliações. Alguns itens que – entre outros – devem ser apreciados:
 - a. Identificação dos objetivos, premissas, restrições e limitações;
 - b. Alinhamento mútuo quanto ao objeto da avaliação;
 - c. Resultados (valor, grau de precisão e de fundamentação) e respectiva justificativa;

**XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE
AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013**

d. Eventuais exceções aos requisitos normativos.

- 2) **Análise das pesquisas de preços (amostras).** Objetiva confirmar a extração de ambas as amostras de uma mesma população. Enseja a verificação do atendimento simultâneo a três requisitos:
- a) *As duas amostras devem possuir comportamento similar.* No caso em tela, utilizamos os procedimentos especificados no item A.2.1.2 da NBR 14.653-2:2011²⁷;
 - b) *As variâncias das populações das quais foram extraídas as duas amostras podem ser admitidas como iguais.* Esse requisito pode ser verificado com a construção do *Intervalo de Confiança do quociente das variâncias populacionais* ($\Delta = \sigma_1^2 / \sigma_2^2$), que permite testar a hipótese “ $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ ”;
 - c) *A diferença das médias populacionais pode ser admitida como nula.* Este requisito pode ser verificado com a construção do *Intervalo de Confiança da diferença das médias populacionais* ($\Delta = \mu_1 - \mu_2$), que permite testar a hipótese “ $H_0: \mu_1 = \mu_2$ ”. Entendemos pertinente o nível de significância (α) de 20% a este teste, em sintonia com o intervalo de confiança de 80% que é usado no cálculo do *Grau de Precisão* das avaliações.

Caso não seja possível confirmar a pertinência das pesquisas de preços (amostras) dos dois trabalhos à mesma população, se mostra inadequado, sob a ótica técnica, a composição dos valores para a formação de um valor ponderado. Temos a situação em que a diferença é injustificada sob o olhar técnico.

Evidentemente que as contrapartes envolvidas e interessadas na transação podem transigir neste requisito, mas supomos essa liberalidade alheia ao profissional de avaliações.

- 3) **Valor ponderado do imóvel.** Caso se confirme – ou como preferem os estatísticos, não se rejeite – que as pesquisas de preços dos dois trabalhos emergiram da mesma população, a diferença entre os respectivos resultados é aceitável e está tecnicamente explicada pelos elementos subjetivos inerentes ao mercado imobiliário.

Neste caso, é admissível tecnicamente a composição dos respectivos valores em um terceiro valor ponderado.

Oferecemos neste trabalho um critério que julgamos atingir a melhor aproximação do valor (o *valor ótimo*), na medida em que pondera o resultado de cada laudo de maneira proporcional à respectiva precisão. O valor médio resultante se aproxima do resultado do laudo mais preciso, sem, no entanto, ignorar o segundo laudo também correto.

²⁷ Estes itens constam do “Anexo A” da NBR para a verificação da *Normalidade* dos resíduos amostrais, mas alguns deles podem também ser empregados para identificação de comportamentos teóricos não *Normais*.

5.2 RESTRIÇÕES E CUIDADOS

Há situações que podem impedir a aplicação desta metodologia ou podem impor ajustes, o que exige a análise do caso concreto pelo profissional de avaliações. Citamos como exemplo, não exaustivo:

- Laudos com *Graus de Fundamentação* diferentes;
- Laudos que adotem a “situação paradigma” ao imóvel em apreço;
- Extrapolações;
- Omissões de variáveis não usadas no modelo.

O procedimento possui limitações, que indicamos na sequência, sem prejuízo a outras que sejam identificadas pontualmente em cada caso concreto.

Ele é apto apenas para a comparação de resultados de Laudos desenvolvidos pelo *Método Comparativo Direto de Dados de Mercado*.

Recomendamos seu emprego apenas a Laudos com *Grau de Precisão III*, visto que em amplitudes de 30% (extremo superior desse grau de precisão), a aleatoriedade do mercado já impõe a aceitação de diferenças significativas (vide ensaios no “Anexo A”). Ou seja, ele não esgota o assunto e certamente admite melhorias e complementações.

Finalmente, recomendamos que esse procedimento seja aplicado apenas por profissionais engenheiros e arquitetos de Avaliações, pois exige o conhecimento, a apreciação e juízo de conceitos, técnicas e Normas de Avaliações de Imóveis.

**XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE
AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013**

6. BIBLIOGRAFIA

- [1] ABNT – Associação Brasileira de Normas Técnicas; *Avaliação de Bens Parte 1: Procedimentos Gerais*; 2001.
- [2] ABNT – Associação Brasileira de Normas Técnicas; *Avaliação de Bens Parte 2: Imóveis Urbanos*; 2011.
- [3] BUSSAB, Wilton e MORETTIN, Pedro; *Estatística Básica*; São Paulo, Editora Saraiva, 5ª Edição, 2005.
- [4] DANTAS, Rubens Alves; *Engenharia de Avaliações: uma introdução à metodologia científica*; São Paulo, Editora Pini, 1998.
- [5] GUERRA, Mauri José e DONAIRE, Denis; *Estatística Indutiva*; São Paulo, LCTE – Livraria Ciência e Tecnologia Editora, 3ª Edição, 1986.
- [6] IVSC – International Valuation Standards Council; *Normas IVS – Normas Internacionais de Avaliação*; IBAPE; 2012.
- [7] OLIVEIRA, Ana Maria de Biazzi e GRANDISKI, Paulo; *Métodos científicos e a Engenharia de Avaliações* in *Engenharia de Avaliações*; São Paulo; Ed. Pini, 2007.
- [8] WONNACOTT, Thomas H, WONNACOTT, Ronald J; *Introductory Statistics*; Ontario; John Wiley & Sons Inc; 2ª Edição, 1972.

XVII COBREAP – CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE AVALIAÇÕES E PERÍCIAS – IBAPE/SC – 2013

ANEXO A – ENSAIO DE CURVA DE ADMISSIBILIDADE

Este anexo apresenta a simulação do limite de aceitação para diferenças percentuais entre os resultados de dois Laudos, cujas pesquisas possuem o mesmo número de elementos efetivamente usados, desenvolvidas por fatores e que concluíram pelo mesma Amplitude de 20% ou 30%, ao nível de confiança de 80%.

Ela sinaliza que trabalhos com amplitude de 30% admitem diferenças de até 24% entre os resultados, enquanto a amplitude de 20% admite diferenças mais comedidas de até 15%.

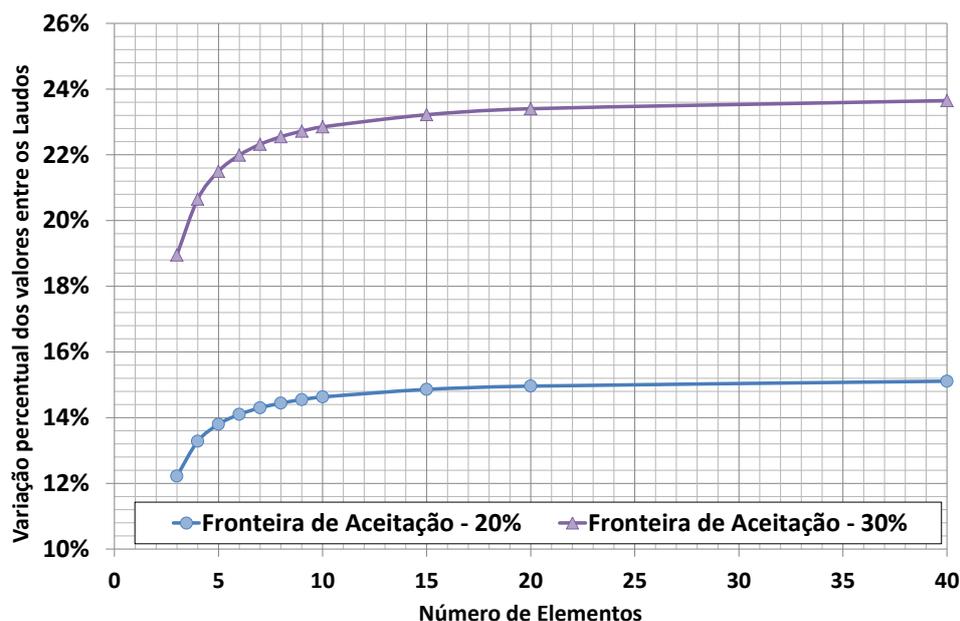


Figura A1– Simulação da fronteira de aceitação de diferenças percentuais de Laudos por Fatores, com mesmo número de elementos e mesma amplitude.

Tabela A1 – Cálculos que originaram a figura acima.

Simulação nº	Pesquisa 1				Pesquisa 2				Diferença			
	Valor Unitário (R\$/m²)	Desvio Padrão	Elementos	Precisão	Valor Unitário (R\$/m²)	Desvio Padrão	Elementos	Precisão	LI	LS	Δ Valor (R\$/m²)	% Valor
1	112,22	10,31	3	20,00%	100,00	9,19	3	20,00%	0,00	24,44	12,22	12,22%
2	113,28	13,83	4	20,00%	100,00	12,21	4	20,00%	0,00	26,56	13,28	13,28%
3	113,80	16,60	5	20,00%	100,00	14,58	5	20,00%	0,00	27,60	13,80	13,80%
4	114,10	18,94	6	20,00%	100,00	16,60	6	20,00%	-0,01	28,21	14,10	14,10%
5	114,30	21,00	7	20,00%	100,00	18,38	7	20,00%	-0,01	28,61	14,30	14,30%
6	114,44	22,88	8	20,00%	100,00	19,99	8	20,00%	-0,01	28,89	14,44	14,44%
7	114,55	24,60	9	20,00%	100,00	21,48	9	20,00%	0,00	29,10	14,55	14,55%
8	114,63	26,21	10	20,00%	100,00	22,86	10	20,00%	0,00	29,26	14,63	14,63%
9	114,86	33,07	15	20,00%	100,00	28,79	15	20,00%	0,00	29,72	14,86	14,86%
10	114,96	38,72	20	20,00%	100,00	33,68	20	20,00%	-0,01	29,93	14,96	14,96%
11	115,11	55,85	40	20,00%	100,00	48,51	40	20,00%	-0,01	30,23	15,11	15,11%
12	118,95	16,39	3	30,00%	100,00	13,78	3	30,00%	-0,01	37,91	18,95	18,95%
13	120,65	22,09	4	29,99%	100,00	18,31	4	29,99%	-0,01	41,31	20,65	20,65%
14	121,50	26,58	5	30,00%	100,00	21,88	5	30,00%	-0,01	43,01	21,50	21,50%
15	121,99	30,36	6	29,99%	100,00	24,89	6	29,99%	0,00	43,98	21,99	21,99%
16	122,32	33,71	7	30,00%	100,00	27,56	7	30,00%	0,00	44,64	22,32	22,32%
17	122,55	36,75	8	30,00%	100,00	29,98	8	30,00%	0,00	45,10	22,55	22,55%
18	122,72	39,54	9	30,00%	100,00	32,22	9	30,00%	0,00	45,44	22,72	22,72%
19	122,85	42,13	10	30,00%	100,00	34,30	10	30,00%	-0,01	45,71	22,85	22,85%
20	123,22	53,22	15	30,00%	100,00	43,19	15	30,00%	-0,01	46,45	23,22	23,22%
21	123,40	62,35	20	30,00%	100,00	50,52	20	30,00%	0,00	46,81	23,40	23,40%
22	123,65	89,98	40	30,00%	100,00	72,77	40	30,00%	0,00	47,30	23,65	23,65%