

OS LIMITES DE CONFIANÇA E O ARBÍTRIO DO AVALIADOR

Isabela B. da Silva Giannakos *
Luciano Blessmann Silveira**
Manoel Luiz Leão***

INTRODUÇÃO

A finalidade do presente trabalho, capitulado no sub-tema “Normas em debate”, é a discussão de um aspecto das Normas Brasileiras aplicáveis a avaliações - a permissão para que o avaliador, ao seu arbítrio, eleja qualquer valor para o bem objeto da avaliação, desde que contido dito valor no interior de um intervalo prefixado, em torno da estimativa original. No entender dos autores, a liberalidade desta disposição não se justifica, pois, assim dispondo, as Normas violam o conceito de variável aleatória, atentam contra princípios básicos da metodologia de inferência estatística e, o que é mais, estimulam a subjetividade na avaliação, mormente considerando haver, em geral, nas ações judiciais, três peritos envolvidos, aquele indicado pelo Juiz e mais seus dois assistentes técnicos, constituídos pelos contendores na lide.

O tema enseja, ainda, a discussão do intervalo em cujo âmbito se exerce esta liberdade de arbítrio, os ditos “limites de confiança”, aplicáveis à estimativa alcançada pelo perito para o bem objeto da avaliação. A Norma não é clara sobre o assunto, deixando de definir procedimentos de cálculo que não poderia omitir; vige entre os avaliadores, por outro lado, uma espécie de consenso sobre como fazê-lo, mas o resultado alcançado, embora lógico e procedente, em determinado momento parece divergir da prescrição em que a Norma expressa possível preferência pela solução alternativa, que contradiz a primeira. Ao mesmo tempo, na crítica à representatividade e homogeneidade das amostras, os avaliadores maciçamente adotam um método de depuração das mesmas, para delas afastar elementos demasiado discrepantes, para mais ou para menos. Embora se trate de procedimento bem fundamentado e recomendável, a Norma silencia inteiramente sobre o assunto. Este procedimento, por sua vez, aponta para uma terceira concepção sobre os citados limites de confiança a adotar.

Especial atenção dedicam os autores ao nível de informação que a perícia transmite aos destinatários da mesma - o magistrado que julgará a lide e os advogados das partes, de modo a fazê-la compreensível a leigos não familiarizados com o jargão técnico-estatístico, por vezes quase críptico, que permeia a Norma e os relatórios dos peritos. Por esta razão, deliberadamente, procuraram os autores, no presente texto, adotar linguagem tanto quanto possível acessível aos citados destinatários.

Encerra a discussão a proposição de revisão destes aspectos da Norma, quiçá provocada por estudo empreendido pela entidade maior dos avaliadores e peritos, com o objetivo de suprir lacunas, definir mais explicitamente os procedimentos e sustar o uso do arbítrio na fixação de valores estimados.

O ARBÍTRIO

A Norma Brasileira NBR 8951 (ABNT, 1985), item 3.5, define como “Campo de Arbítrio” o intervalo fechado em que “o avaliador pode adotar, justificando,” o valor “que seja representativo da gleba avalianda”. Já a Norma NBR 5676 (ABNT, 1990), item 7.6.10.c, permite que o arbítrio do engenheiro de avaliações se exercite “no intervalo de confiança máximo de 80%”.

Ora, na busca do valor a propor para um bem, é ferramenta comum (para não dizer dominante) o método de **regressão**, onde uma equação linear permite estimar o valor de uma variável dita **dependente** (valor unitário ou total de um bem imóvel, por exemplo), em função do valor ou valores de uma ou mais variáveis **independentes**, obtidos em amostra de dados do mercado.

Este procedimento confere dois componentes à avaliação, o primeiro dito determinístico, o segundo denominado aleatório. Aquele é o valor fornecido pela equação de regressão, quando nela se inserem os valores da variável independente trazidos pelo objeto da avaliação. Este valor é, portanto, fruto da influência medida e comprovada desta última variável sobre aquela dependente. O segundo é o que se poderia chamar de “confissão de impotência” do avaliador: o resíduo observado no comportamento da variável dependente, ao longo do espectro da variável ou variáveis independentes, para o qual o autor da avaliação não logrou discernir causa. Trata-se dos efeitos de tantas outras causas, não identificadas nem assinaladas como agentes do valor, ora o fazendo maior, ora menor que a estimativa. Assim como estes dois componentes dividem a avaliação em dois aspectos, dividem, também, a variância

(* Engenheira Civil, CREA-RS 51967-D, com atividade profissional em Avaliações e Perícias.

(**) Eng. Civil, CREA-RS 50211-D, com atividade profissional em Avaliações e Perícias.

(***) Engenheiro Civil, CREA-RS 1079-D, com atividade profissional em Avaliações e Perícias.

total da variável dependente: a variância “explicada” e a “não explicada”. A primeira é a variância dos pontos da reta em relação à média da variável dependente; a segunda é a variância entre os valores amostrais da variável dependente e o correspondente ponto da reta (ou plano, ou hiperplano, se duas ou mais as variáveis independentes). Os quocientes destas duas variâncias pela variância total têm por soma a unidade, como não poderia deixar de ser, dado que esta última é a soma das duas primeiras. A própria qualidade previsiva do modelo se mede pelo quociente entre a variância explicada e a total, o assim chamado coeficiente de determinação, cuja raiz quadrada é o coeficiente de correlação entre a variável ou variáveis independentes e a dependente (GIANNAKOS et alii, 1996).

O componente aleatório, não explicado, é importante e deve ser mantido intacto, para assinalar a variabilidade do mercado por motivos não determinados, de origem ignota, não sendo lícito atribuir-lhe, arbitrariamente, causa específica e arbitrária, ao sabor de preferências ou tendências pessoais.

Mas há outros inconvenientes no uso do arbítrio:

1. Se, em lugar de Y_c , valor da equação $Y_c = a + b \cdot X_0$, o avaliador assumir, arbitrariamente e ao abrigo da Norma, o valor Y_a , diferindo do primeiro por $\Delta = Y_a - Y_c$, tudo se passará como se a equação de regressão fosse deslocada paralelamente à inicial, à distância Δ desta última. Isto equivale a dizer que o parâmetro linear “a” teria sido substituído por $a' = a + \Delta$. Por sua vez, o mesmo resultado seria alcançado somando Δ a todos os valores “y” da amostra original (GIANNAKOS & LEÃO, 1995). Ora, como admitir que os dados da amostra, colhida como testemunho do mercado, sejam arbitrariamente adulterados? Que credibilidade pode merecer uma avaliação assim feita?

2. Suponham-se, agora, dois avaliadores voltados para a avaliação de um mesmo bem. Ambos colhem amostras do mercado. O primeiro deles, porém, pesquisa e encontra uma transformação de variáveis que melhora a linearidade do modelo; o resultado é que a variância explicada aumenta, diminuindo, em consequência, os resíduos aleatórios. O outro, ao contrário, não se dá a este esforço e leva a seu término o modelo original. O que vai ocorrer? se desejarem, ambos, invocar o direito ao arbítrio que a Norma lhes concede, o primeiro deles, o mais esforçado e o mais capaz, teria, a seu dispor, um campo de menor amplitude onde exercer este direito, sendo, pois, de certa forma, punido por sua competência. Já o outro é premiado por sua negligência, com a faculdade de arbitrar livremente em faixa mais ampla.

3. Prosseguindo, suponha-se que o espectro dos valores “x” da amostra colhida pelo primeiro avaliador seja tal que x_0 , o valor da variável independente, para o objeto da avaliação, fique situado nas proximidades da média dos citados componentes “x” da amostra. O segundo avaliador, porém, obteve uma amostra em que x_0 se situa em um dos extremos do espectro de “x” (ou, quem sabe, até extrapolando um de seus limites). Novamente, aqui, o avaliador mais zeloso será punido na faculdade de arbitrar: dado que a fórmula que calcula os limites de confiança, tal como adiante se verá, gera valores cuja amplitude cresce com a distância positiva ou negativa entre x_0 e a média dos componentes “x” da amostra, tem-se, inevitavelmente, que o “extrapolador” (ou quase “extrapolador”) será premiado com maior poder de arbítrio...

4. Finalmente, entre dois avaliadores, aquele que se empenhar em coletar a amostra maior e, portanto, mais expressiva, terá reduzida sua faixa de arbítrio, em relação ao outro profissional, que se limitou a avaliar o objeto da avaliação com amostra negligentemente armada, com pequeno número de elementos, talvez próximo ao limite mínimo estatuído pela Norma. Isto porque, na igualdade das demais condições, o intervalo de confiança, tal como calculado, é tanto mais amplo quanto **menor** o tamanho da amostra! Mais uma situação, portanto, em que a liberalidade da Norma favorece o laudo menos confiável (GARDNER & ALTMANN, 1989).

Ao que tudo indica, portanto, não parece ter sido de boa inspiração a decisão, incorporada à Norma, de facultar ao avaliador o uso do arbítrio, dentro de um definido intervalo de confiança.

Cumpra, a seguir, examinar o tratamento dado pela Norma à questão dos intervalos de confiança, pois guarda a mesma a mais estreita conexão com o tema do uso do arbítrio.

OS INTERVALOS DE CONFIANÇA

A Norma Brasileira NBR 5676 dispõe que “O valor final da avaliação, a ser indicado pelo engenheiro de avaliações em função do tratamento estatístico adotado, tem de estar contido em um intervalo de confiança fechado e máximo de 80%” (“Anexo”, p. 12). Por sua vez, na alínea b) do inciso 8.2.6 (p. 9), concede que o engenheiro de avaliações possa, facultativamente, “indicar a faixa de variação de preços do mercado admitida como tolerável em relação ao valor final, respeitados os limites dos intervalos de confiança inferidos de tratamento estatístico”.

Há, pois, ao que tudo indica, duas disposições não coincidentes: Na primeira, a Norma torna compulsória a informação do limite de confiança de 80% para a **estimativa** alcançada para o valor do objeto da avaliação, advertindo que o arbítrio do avaliador não pode ultrapassar os limites deste intervalo. Na segunda, **faculta** ao avaliador que indique “a faixa de variação de preços de mercado”, sempre, porém, “respeitados os limites dos intervalos de confiança inferidos de tratamento estatístico”.

Ora, no primeiro caso, trata-se do valor estimado para o bem, a ordenada de um ponto da equação de regressão, para determinada abscissa. Já foi lembrado que os pontos sucessivos desta equação representam a média dos valores exibidos pelos elementos da população que venham a ser colhidos com a mesma abscissa; os limites de confiança, neste caso, serão, necessariamente, **os desta média**, isto é, aquela que se obteria de futuros valores

1. No primeiro caso, isto é, para médias, os limites são obtidos pelo produto de três fatores: a) o valor extraído da tabela “t”, para n-2 graus de liberdade, sendo “n” o tamanho da amostra, e para o nível de significância unilateral de $\alpha/2$ (no caso, 10%, para o limite de confiança de 80%); b) o valor do desvio-padrão estimado para a população de resíduos, $s_{y/x}$ (isto é, a medida do componente aleatório da regressão, já referido); finalmente, c) o fator de erro contido no componente determinístico, já que “a” e “b”, os parâmetros da equação linear, obtidos da amostra, consistem, também, uma amostra dos correspondentes parâmetros A e B na população, sujeitos, portanto, a erro. Este último fator é uma raiz quadrada cujo radical é a soma de duas parcelas, o inverso do tamanho da amostra e uma fração cujo numerador é o quadrado do afastamento da abscissa x_0 , do bem em exame, em relação à média de todos os valores “x” da amostra e cujo denominador é a soma dos quadrados dos afastamentos de todos estes mesmos valores, em relação à sua média.

2. No segundo caso, são igualmente três os fatores da fórmula dos limites de confiança, mas o terceiro, o radical, passa a conter uma parcela a mais: em lugar de apenas incluir o inverso do tamanho da amostra e a fração acima descrita, contém, ainda, somada às duas primeiras parcelas, a unidade. Resultam, em consequência, para os limites de confiança, valores bem mais dilatados.

Os dois procedimentos descrevem situações completamente diferentes. O primeiro estima o intervalo de confiança da **média** dos valores de “y”, para um determinado valor x_0 da abscissa. O segundo se ocupa da **variação dos indivíduos**, isto é, quais os limites a esperar no valor de **um próximo** imóvel a investigar, com abscissa x_0 .

Suponha-se que o objetivo seja o de avaliar um imóvel com área de 200 m², sendo a área a variável independente. Obtida uma amostra, construiu-se a regressão e chegou-se à estimativa. Se o perito fornecer os limites de confiança referidos no primeiro caso (que é o procedimento geral), ele estará dizendo ao Juiz a quem endereça seu laudo: “Se buscados, no mercado, mais alguns imóveis com a mesma área, a **média** de seus valores, com 80% de probabilidade, não ultrapassará os limites indicados”. Mas, se, em lugar disto, optar pela indicação dos limites obtidos no segundo procedimento, estará dizendo: “Qualquer outro imóvel do mercado, com a mesma área, com 80% de probabilidade, terá valor que não ultrapassará os limites indicados”. Trata-se, agora, de perguntar: O magistrado, ao deparar-se com a perícia, sua avaliação e limites de confiança, que presumirá sobre estes últimos? Que se trata do comportamento da **média** de futuras ocorrências, ou, como seria mais cabível, que estes são os limites que poderá assumir o valor **individual** deste bem ou de qualquer outro que lhe seja assemelhável e de mesma área?

Renomado professor da Universidade de Harvard, autoridade mundial em teoria da evolução e Darwinismo, afora sólido conhecimento de Inferência Estatística, com obras já traduzidas no Brasil, recentemente publicou novo “best-seller”, narrando como derrotou uma neoplasia maligna que o acometeu, para a qual o prognóstico médico é a sobrevivência mediana, após o diagnóstico, de apenas oito meses (GOULD, 1996). Em determinado momento, afirma:

“...my statistical training, and my knowledge of natural history, had taught me to treat variation as a basic reality, and to be wary of averages - which are, after all, abstract measures applicable to no single person, and often irrelevant to individual cases”.

Não seria o caso, então, para maior clareza e melhor informação dos destinatários do laudo, de adotar a permissão oferecida pela Norma, para fornecer o comportamento dos dados individuais do mercado, além de suas hipotéticas médias, ou, até mesmo, **em lugar** delas?

Retornando, agora, à questão do árbitro: Ambas as fórmulas de limites de confiança consideram, além do desvio-padrão dos resíduos, o possível erro dos parâmetros “a” e “b” da equação de regressão, quando cotejados com os valores “A” e “B” da população. Note-se, portanto, que, nestes cálculos, são simultaneamente envolvidos os dois componentes distintos da regressão linear, o “aleatório” e o “determinístico”. Dado simplesmente o valor numérico dos limites, é impossível distinguir o que emana, ali, de cada um dos dois componentes. Esta indiferenciação de certa forma colide com a base conceitual que supõe distintos os dois aspectos e pode levar a situações ambíguas. Mas o mais grave é o fato de que o perito, fazendo uso da franquia que lhe é oferecida pela Norma, de arbitrar o valor dentro do intervalo de confiança, ao fazê-lo, não estará apenas intervindo no componente aleatório, mas também no determinístico, alterando os parâmetros da equação de regressão, rompendo com os postulados do método de mínimos quadrados e comprometendo o próprio resultado da regressão linear.

Resta referir que haveria uma terceira maneira de encarar os limites de confiança. Uma praxe largamente adotada pelos avaliadores é a exclusão, após o cálculo da regressão, dos elementos que, na amostra, revelem valores demasiado divergentes, para mais ou para menos. Ao que consta, a Norma 8951/1985 silencia sobre este procedimento, que consiste em afastar da amostra os elementos discrepantes (“outliers”, como são chamados). Já a Norma 5676/1990, ao referir o nível de precisão **normal** (e somente para este), admite, apenas, “o uso de métodos estatísticos para eliminar dados supostamente discrepantes”, sem qualquer especificação do procedimento para tanto. Os discrepantes são usualmente determinados traçando-se duas retas paralelas à reta de regressão, à distância de 2 desvios-padrões dos resíduos (via de regra, emprega-se “s”, a estimativa da população, algo maior que o desvio-padrão), respectivamente somada e subtraída à reta. O fator 2 é uma aproximação de 1,96, a abscissa padronizada da

curva normal que delimita 2,5% das ocorrências fora das referidas retas, para cada extremo. Em outras palavras, o nível de significância unilateral de 2,5%. Traçadas estas retas, são afastados os pontos que se situarem fora do espaço por elas delimitado. Nova regressão é calculada, com nova verificação de “outliers”, e assim sucessivamente, até que cesse a ocorrência de elementos discrepantes, ou, alternativamente, a amostra fique reduzida aquém do número mínimo de integrantes. O que importa, aqui, é salientar: o que se pratica neste procedimento é o cálculo de limites de confiança (95%) levando em conta apenas os dois primeiros fatores da fórmula antes referida, isto é, considerando somente o componente aleatório e dispensando o exame dos parâmetros da reta. Em outras palavras, considerando que a reta resultante da regressão se posicione como a população, como que invocando um consagrado texto de Estatística para Engenheiros (HALD, 1952):.

“...if the *theoretical* regression line is given, , e.g. 95% limits for individual values of Y may be determined by drawing two lines parallel to the regression line, at the vertical distance of $1,96\sigma$ ”.

Há, pois, aqui, uma situação ambígua: Para a determinação dos “outliers”, procede-se supondo que a reta obtida a partir da amostra seja a equação de regressão da população, enquanto que, a julgar pela Norma, dever-se-iam tomar os limites de confiança dos valores individuais. Por outro lado, se estes fossem empregados, com o nível de 95%, ter-se-iam intervalos mais amplos que os adotados na praxe usual, com a agravante de crescer esta amplitude nas abscissas mais afastadas da média. Assim, na zona central da amostra, poderiam ser rechaçados como “outliers” resíduos que, nas suas extremidades, poderiam ser aceitos. Depois, algum opositor poderia argüir a amostra do perito de pecar contra a homocedasticidade, invalidando suas conclusões.

Não seria, então, o caso de, especialmente em se tratando de amostras grandes, admitir que a equação derivada do modelo de regressão fosse aceita como expressão da população, permitindo que os limites de confiança fossem determinados, tal como na busca de “outliers”, com apenas dois fatores, o desvio-padrão dos resíduos e a abscissa padronizada do teste, restando definir se esta seria “t” ou, simplesmente, “z”, da curva normal?

CONCLUSÃO

A permissão introduzida na Norma para arbitrar valores no intervalo de confiança fere a teoria e gera deformações graves na metodologia da regressão linear.

Por sua vez, as disposições sobre os limites de confiança não estão claras e carecem de melhor especificação, para evitar, entre outros inconvenientes, que os limites apresentados sejam inadvertidamente entendidos como estimativas da variabilidade do mercado, quando são médias de valores individuais.

A aparente colisão entre os limites de confiança para valores individuais e o procedimento, estranho à Norma, mas praticamente universal entre avaliadores, que afasta valores discrepantes, carece ser dirimida.

Impõe-se, preliminarmente, expurgar da Norma o arbítrio do avaliador, para, depois, rever e completar as disposições sobre os limites de confiança, definindo mais claramente os conceitos empregados e especificando, sempre que necessário, os correspondentes procedimentos.

REFERÊNCIAS

1. ABNT - Associação Brasileira de Normas Técnicas. NBR 8951, Avaliação de Glebas Urbanizáveis. Rio de Janeiro, 1985.
2. ABNT - Associação Brasileira de Normas Técnicas. NBR 5676, Avaliação de Imóveis Urbanos. Rio de Janeiro, 1990.
3. BOWker, Albert H. & Lieberman, Gerald J., Engineering Statistics. Prentice-Hall, Inc., 1959.
4. GARDner, Martin J. & Altman, Douglas G., Statistics with Confidence - Confidence Intervals and Statistical Guidelines, British Medical Journal, London, 1989.
5. GIAnnakos, Isabela B. S. & Leão, M. L., Crítica à Avaliação pela Moda da Distribuição Lognormal. VIII COBREAP, Anais, Florianópolis, novembro de 1995; Caderno Brasileiro de Avaliações e Perícias. SIA - Sociedade Internacional de Avaliações, Porto Alegre, fevereiro de 1996.
6. GIAnnakos, Isabela B. S. & Leão, M. L., Os Intervalos de Confiança e a Norma Brasileira - NBR 5676. IGEL - Instituto Gaúcho de Engenharia Legal e de Avaliações, VIII Ciclo de Estudos de Engenharia de Avaliações e Perícias, Porto Alegre, dezembro de 1996.
7. GIAnnakos, Isabela B. S. et alii. A Variável Aleatória na Norma Brasileira, Palestra proferida na IV Semana de Estatístico da UFRGS e IV Jornada dos Alunos de Estatística da UFRGS. Porto Alegre, maio de 1996.
8. GOULD, Stephen J., Full House - The Spread of Excellence from Plato to Darwin. Harmony Books, New York, 1996.
9. HALD, A., Statistical Theory with Engineering Applications. John Wiley and Sons, Inc. New York, 1952.