

ANÁLISE DA INFLUÊNCIA DOS MÉTODOS DE SECAGEM INICIAL E HOMOGENEIZAÇÃO NA DETERMINAÇÃO DOS LIMITES DE CONSISTÊNCIA

ANALYSIS OF THE INFLUENCE OF INITIAL DRYING AND HOMOGENIZATION METHODS ON THE DETERMINATION OF CONSISTENCY LIMITS

ALEXIA REGINE COSTA SILVA MEIRA

Doutoranda em Geotecnia da UnB - Universidade de Brasília,
Campus Darcy Ribeiro, Brasília (DF)
alexiairegine2@gmail.com

GABRIEL DE SOUSA MEIRA

Doutorando em Geociências Aplicadas e Geodinâmicas da UnB - Universidade de Brasília,
Campus Darcy Ribeiro, Brasília (DF)
gabrielmeira@gmail.com

Resumo: O presente artigo tem como objetivo avaliar, por meio de técnicas de inferência estatística, se a mudança no método de secagem e de homogeneização geram mudanças significativas nos resultados de limites de consistência. Para tanto, foi realizada a coleta de uma amostra de solo tropical, a uma profundidade de 2 m, situada na cidade de Brasília. O material foi submetido aos ensaios de limite de liquidez e de plasticidade, considerando três condições de preparação: conservando a umidade natural, previamente seco ao ar e secagem em estufa a uma temperatura de 60°C. Além disso o mesmo também foi exposto a dois métodos de homogeneização: secagem e umedecimento. Para verificar a influência das variações metodológicas nos limites de consistência, os resultados foram submetidos à tratamento estatístico considerando os métodos de regressão linear e análise de variância (ANOVA). Como resultado, pode-se observar que o limite de liquidez não sofreu variações significativas, a depender do método de secagem inicial. Todavia, seu valor sofre um aumento significativo com a aplicação do método de homogeneização por secagem. Quanto ao limite de plasticidade, verificou-se que o mesmo apresenta variações significativas, tanto para o método de secagem inicial, quanto para o método de homogeneização.

Palavras-chave: Limites de Atterberg, ANOVA, Mecânicas dos Solos, Análise Estatística

Abstract: This article aims to evaluate, through statistical inference techniques, whether the change in the drying and homogenization method generate significant changes in the results of consistency limits. For that, a sample of tropical soil was collected, at a depth of 2 m, located in the city of Brasília. The material was submitted to the liquidity limit and plasticity tests, considering three preparation conditions: conserving the natural humidity, previously air-dried and drying in an oven at a temperature of 60°C. In addition, it was also exposed to two methods of homogenization: drying and wetting. To verify the influence of methodological variations on consistency limits, the results were submitted to statistical treatment considering the methods of linear regression and analysis of variance (ANOVA). As a result, it can be observed that the liquidity limit did not suffer significant variations, depending on the initial drying method. On the other hand, its value suffers a significant increase with the application of the drying homogenization method. As for the plasticity limit, it was found that it presents significant variations, both for the initial drying method and for the homogenization method.

Keywords: Atterberg Limits, ANOVA, Soil Mechanics, Statistical Analysis

Introdução

Os solos estão frequentemente presentes em diversos empreendimentos de engenharia civil, seja como material de construção em aterros de estradas e barragens de terra ou em sua condição natural em fundações de edifícios, escavações de valas, túneis e estabilização de encostas. Dessa forma, o conhecimento sobre as propriedades e as características deste material torna-se essencial para a definição de projetos eficientes (TERZAGHI, 1943; MEYERHOF, 1957; LAMBE; WITHMAN, 1969; MITCHELL, 1976).

Uma atividade considerada mínima referente ao estudo do solo é a investigação geológico-geotécnica. A principal função desse tipo de estudo é fornecer informações acerca do comportamento do solo em termos de resistência e deformabilidade. Para tanto, é comum a realização de ensaios laboratoriais, sejam de caracterização física ou especiais, afim de obter parâmetros que viabilizem a descrição desse material. Dentre os principais ensaios utilizados para essa finalidade, os limites de Atterberg ganham destaque pelo seu vasto uso em empreendimentos geotécnicos (SCHNAID *et al.*, 2007; PEIXOTO; CARVALHO, 2014; EHRLICH; SILVA, 2015; ROCHA *et al.*, 2023).

De acordo com Fortes (2018), os limites de Atterberg, também conhecidos como limites de consistência, são parâmetros empíricos que permitem, além de outras aplicações, realizar correlações em conjunto com a granulometria e com o Índice de Resistência a Penetração (N_{SPT}), permitindo, de forma indireta, obter os parâmetros de resistência de um material. Além disso, esses limites também permitem auxiliar na classificação do solo quanto à sua aplicação em obras de infraestrutura como pavimentação e barragens (CINTRA *et al.*, 2013).

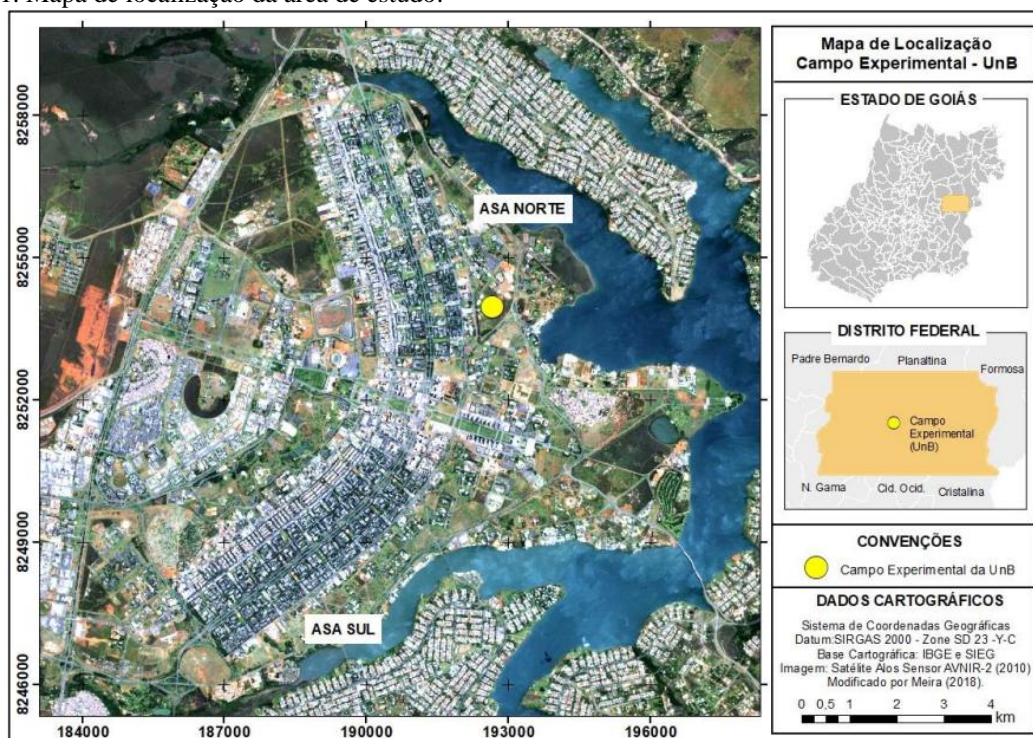
Assim como em qualquer procedimento, é comum a adoção de medidas que visem otimizar a execução dos ensaios de limite de consistência, com o objetivo de alcançar o maior grau de eficiência executiva possível. Dessa forma, é usual a adoção de técnicas que visem tanto acelerar o processo de secagem, quanto otimizar a homogeneização do solo nesse tipo de ensaio, no intuito de otimizar o seu processo executivo. Todavia, ressalta-se que para esse tipo de ação, é necessário cautela, tendo em vista que essas alterações podem originar, em situações de insucesso, a ocorrência de resultados duvidosos que podem promover consequências severas a um empreendimento de engenharia (PINTO, 2006; CAPUTO, 2015; MASSAD, 2016).

Para averiguar a influência que essas alterações executivas podem promover nos resultados de um ensaio, é salutar a adoção de ferramentas estatísticas para realizar o tratamento dos dados, tendo em vista o grau de confiança que os mesmos exprimem em um determinado conjunto, permitindo assim a observação de comportamentos com um maior grau de precisão e acurácia. Nesse contexto, este trabalho tem como objetivo avaliar, por meio de técnicas de inferência estatística, se a mudança no método de secagem e de homogeneização geram mudanças significativas nos resultados de limites de consistência.

Metodologia

As amostras de solo utilizadas nos ensaios laboratoriais foram coletadas a uma profundidade de 2 m no Campo Experimental do Programa de Pós-Graduação em Geotecnia da Universidade de Brasília (UnB), situado no Campus Universitário Darcy Ribeiro, localizado na cidade de Brasília – DF (Figura 1). A área encontra-se presente na posição geográfica determinada pelas coordenadas 15°45'56" de latitude sul e 47°52'20" de longitude oeste.

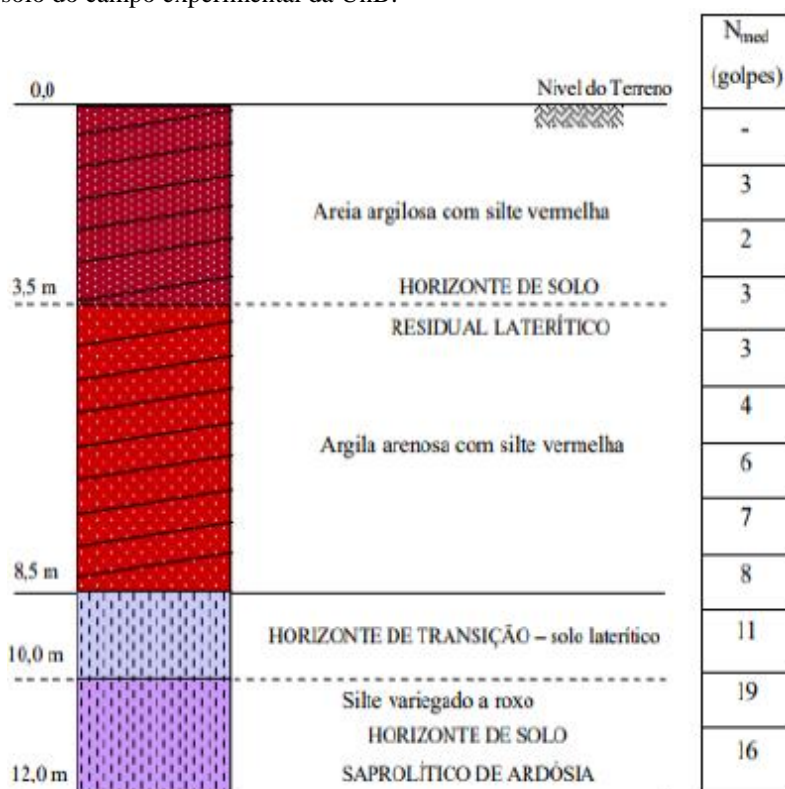
Figura 1. Mapa de localização da área de estudo.



Fonte: MEIRA, 2018.

Segundo Guimarães (2002), o perfil de solo do local de coleta possui uma camada inicial (0 a 3,5 m) formada por areia argilo-siltosa porosa, com presença de macroporos e índice de vazios variando de 1,27 a 1,60. A mesma é sobreposta a uma camada de argila arenosiltosa (3,5 a 8,5 m) cujas propriedades vão gradualmente se alterando até encontrar um material residual mais jovem a 8,5 m de profundidade, possuindo um índice de vazios inferior ao da camada anterior (1,27 para 0,89). Logo após (> 8,5 m), é possível verificar que o material assume uma textura mais siltosa, sendo essa caracterizada pela presença de uma porosidade mais homogênea com índice de vazios variando de 0,96 a 1,08. O referido perfil de solo pode ser observado na (Figura 2).

Figura 2. Perfil de solo do campo experimental da UnB.



Fonte: GUIMARÃES, 2002.

Procedimentos de ensaio

Os ensaios laboratoriais de limite de liquidez (LL) e de plasticidade (LP), foram realizados na Divisão de Tecnologia em Engenharia Civil da Gerência de Serviços e Suporte Tecnológico de Furnas Centrais Elétricas, sendo esse localizado na cidade de Aparecida de

Goiânia - GO. Para ambos os ensaios, foram utilizados como fundamento os procedimentos técnicos expostos na NBR 6459/2016 e NBR 7180/2016. Vale destacar que as amostras foram submetidas a diferentes métodos de secagem inicial e de homogeneização. A Tabela 1 mostra os resultados de limite de consistência obtidos.

Tabela 1. Resultados dos limites de consistência.

Ensaio	Natural		Seco ao Ar		Seco em estufa	
	Furnas	ABNT	Furnas	ABNT	Furnas	ABNT
LL	48	44	47	44	47	44
LP	29	27	31	28	28	27

Fonte: De autoria própria.

Preparação das amostras

Com o intuito de simular a influência do método de secagem na determinação dos limites de Atterberg, as amostras de solo foram submetidas a três condições de preparação distintas: conservando o estado de umidade natural do material, previamente seco ao ar e secagem em estufa a uma temperatura de 60°C.

Procedimento executivo: limite de liquidez

Para a execução do referido ensaio, as amostras de solo, nas três condições de secagem, foram submetidas a dois processos de homogeneização: umedecimento e secagem. No primeiro, inicia-se o ensaio determinando o ponto mais seco e, posteriormente, realiza-se sucessivas etapas de umedecimento. No segundo, o ensaio é iniciado determinando o ponto mais úmido e, após, executa-se sucessivas etapas de secagem por espatulação. Em seguida, parte do material homogeneizado foi posto na concha do aparelho de Casagrande, tomando-se o cuidado para evitar a formação de bolhas de ar intrínsecas ao solo.

Em seguida, com auxílio de um cinzel, foi feita uma ranhura na amostra ao longo do eixo mediano perpendicular ao eixo de rotação da concha. Logo após, no aparelho de Casa-grande, o conjunto amostra+concha foi submetido a impactos consecutivos, de uma altura constante, até que houvesse o fechamento de pelo menos 13 mm da ranhura. Por fim, na região onde houve o fechamento, parte do material foi coletado afim de determinar o teor de umidade do material. Esse mesmo procedimento foi repetido 5 vezes, de forma a viabilizar a obtenção de diferentes

pontos de umidade para construção da reta de limite de liquidez. Vale destacar que esse procedimento executivo foi o mesmo para os três métodos de secagem inicial aplicados ao de solo.

Procedimento executivo: limite de plasticidade

Para a execução do ensaio de limite de plasticidade, parte do material remanescente do ensaio de limite de liquidez foi tomado e então posto sobre uma superfície de vidro esmerilhada. O processo de homogeneização desse ensaio obedeceu a mesma variação executada no limite de liquidez. Em seguida, de forma manual, foi realizada a rolagem do solo sobre a placa, de forma que o mesmo apresentasse um formato cilíndrico de pelo menos 100 mm de comprimento e 3 mm de diâmetro. Logo após, o material foi coletado e então submetido a determinação do teor de umidade. Esse mesmo procedimento foi repetido de forma a obter cinco determinações de umidade. Vale destacar que esse procedimento executivo foi o mesmo para as três técnicas de secagem aplicadas.

Métodos estatísticos

Os métodos de inferência estatística foram aplicados para verificar se a mudança nos métodos de secagem inicial ou de homogeneização geram alterações significativas nos limites de consistência, para um nível de confiança de 95%. As variações na determinação do limite de liquidez foram verificadas comparando as retas de regressão obtidas para cada ensaio, por meio do módulo de análise de dados do software Excel.

Para o limite de plasticidade foram realizadas duas análises de variância, para comparar os resultados de cada método de secagem inicial e das diferentes técnicas de homogeneização, respectivamente. Neste caso foi utilizado o software de análise estatística Past.4.0. A seguir serão descritos os métodos estatísticos utilizados.

Regressão linear simples

A análise de regressão é uma técnica que permite ajustar um modelo matemático a um conjunto de dados de diversas variáveis. Na regressão linear simples duas variáveis são

relacionadas por meio de uma equação da reta, definida por $y = ax + b + e$, sendo y e x denominados como variáveis dependente e independente, respectivamente (ASSIS *et al.*, 2018)

Para um conjunto de valores das variáveis independentes e dependentes, a reta de regressão linear simples poderá ser obtida calculando-se o valor das constantes a e b , por meio das Eq. (2) e (3).

$$a = \frac{S_{xy}}{S_{xx}} \quad (1)$$

$$b = \bar{Y} - a\bar{X} \quad (2)$$

Em que,

$$S_{xx} = \sum (x_i - \bar{X})^2 = \sum x_i^2 - n \bar{X}^2;$$

$$S_{yy} = \sum (y_i - \bar{Y})^2 = \sum y_i^2 - n \bar{Y}^2;$$

$$S_{xy} = \sum (x_i - \bar{X})(y_i - \bar{Y}) = \sum x_i y_i - n \bar{X} \bar{Y};$$

$$\bar{X} = (\sum x_i) / n;$$

$$\bar{Y} = (\sum y_i) / n.$$

Uma vez obtida a reta de regressão, sua precisão deverá ser verificada para garantir que esta é capaz de representar a tendência dos dados de forma satisfatória. Para isto recomenda-se analisar o ajuste da curva por meio do coeficiente de determinação (r^2), obtido pela Eq. (3).

$$r^2 = \frac{bS_{xx}}{S_{yy}} \quad (3)$$

A razão do r^2 mede a proporção da variação de y que é explicada pela reta de regressão. Neste caso, espera-se um r^2 mais próximo de 1, indicando a variância total é igual a variância explicada. Por outro lado, baixos valores de r^2 indicam que o modelo não é capaz de representar a variância total.

Intervalo de confiança

O intervalo de confiança é uma faixa de valores com uma determinada probabilidade (nível de confiança) de conter o parâmetro populacional estudado. Aplicado as análises de

regressão, os intervalos de confiança serão definidos por duas retas que limitam a região de aceitação dos dados obtidos. Esta análise permite a identificação de pontos com variabilidade extrema que podem não pertencer a mesma população. O intervalo de confiança da reta pode ser definido pela Eq. (4).

$$Y_{lim} = \hat{Y} \pm t_{\alpha/2; n-2} S_{y/x} \sqrt{\frac{1}{n} \frac{(X_0 - \bar{X})^2}{\sum (x_i - \bar{X})^2}} \quad (4)$$

Em que,

$t_{\alpha/2; n-2}$ – Distribuição de Student para α e $n-2$ graus de liberdade;

$S_{y/x}$ – Erro padrão da estimativa.

Verificação de igualdade entre modelos de regressão

Para verificar a igualdade entre duas ou mais retas de regressão Magalhães & Andrade (2009) sugerem a utilização método da identidade de modelos. A aplicação do método é recomendada quando se deseja verificar se dois ou mais conjuntos de dados podem ser representados por uma única reta de regressão.

Dada as seguintes relações lineares, referentes a dois conjuntos de observações:

$$\begin{aligned} y_{1i} &= a_1 x_{1i} + b_1 + e_{1i} \rightarrow i = 1, \dots, n_1 \\ y_{2i} &= a_2 x_{2i} + b_2 + e_{2i} \rightarrow i = 1, \dots, n_2 \end{aligned} \quad (5)$$

A verificação de igualdade entre retas poderá ser realizada seguintes passos (Graybill, 1976):

- Calcular a estimativa de quadrados mínimos de a e b para a reta de regressão combinada ($y = ax + b + e$), que corresponde a combinação das observações dos dois grupos ($N = n_1 + n_2$);
- Obter a soma de quadrados de resíduo (S_1) da equação y , com grau de liberdade igual a $n_1 + n_2 - p$, sendo p o número de parâmetros a ser estimado. Neste caso, $p=2$;
- Definir a equação de regressão para cada conjunto de dado (y_1 e y_2);

- Obter a soma de quadrados de resíduo para as equações y_1 e y_2 , ou seja, S_2 e S_3 , respectivamente. Considerar os graus de liberdade de n_1-p , para y_1 , e n_2-p , para y_2 . Somar as duas somas de quadrados de resíduo, obtendo $S_4 = S_2 + S_3$ com n_1+n_2-2p graus de liberdade;

- Calcular a diferença entre a soma dos quadrados de resíduo $S_5 = S_1 - S_4$;
- Calcular a estatística F, pela Eq. (6), com p e n_1+n_2-2p graus de liberdade;

$$F_c = \frac{S_5/p}{S_4/(n_1 + n_2 - 2p)} \quad (6)$$

- Determinar o valor de F_α , por meio de tabelas ou funções estatísticas para o grau de significância (α) adotado e graus de liberdade de F.

Por fim, a hipótese de igualdade entre as retas será confirmada para $F_c > F_\alpha$, onde conclui-se que $a_1 \neq a_2$ e $b_1 \neq b_2$.

Análise de variância (ANOVA)

A ANOVA é uma técnica de inferência estatística que permite comparar as médias de duas ou mais populações e identificar se estas apresentam diferença estatisticamente significativa (ASSIS *et al.*, 2018). Para isto, a mesma tem como premissa:

- As amostras são aleatórias e independentes;
- As amostras são extraídas de populações normais;
- As populações normais possuem a mesma variância.

A diferença entre as amostras pode apresentar duas fontes de variabilidade, uma entre e outra dentro da população. A variabilidade entre considera que as k populações são diferentes, de modo que, quanto maior a variabilidade, maior a evidência de que as n amostras foram retiradas de populações diferentes. Em contrapartida, a variabilidade dentro indica que as amostras são diferentes, mas pertencem a mesma população. Deste modo, quanto maior a variabilidade dentro, maior será a dificuldade de concluir se as populações realmente são iguais. Na prática, esta metodologia consiste na realização de testes de hipótese utilizando a distribuição de Fisher. Inicialmente considera-se as duas hipóteses descritas:

- Hipótese nula (H_0): as K populações analisadas possuem o mesmo valor de média ($\mu_1=\mu_2=\dots=\mu_K$);
- Hipótese alternativa (H_1): pelo menos uma das populações possui média diferente das demais ($H_1: \mu_i \neq \mu_j$).

Para verificar a aceitação da hipótese nula, deve-se calcular o valor de F , pela Eq. (7), e compara-lo com o valor da distribuição de Fisher (F_α) previsto para o grau de significância (α) adotado. O valor de F_α pode ser obtido por tabelas ou funções estatísticas, em função de α e dos graus de liberdade do numerador ($K-1$) e do denominador ($K(n-1)$) de F .

$$F = \frac{S_E^2}{S_D^2} \quad (7)$$

Em que,

S_E^2 – Variância entre;

S_D^2 – Variância dentro.

O método da ANOVA pode ser aplicado para a condição de fator único ou duplo, caso seja necessária analisar um ou dois fatores que influenciem no valor da variável, respectivamente. Neste caso, a forma de determinação de S_E e S_D serão distintas. Neste trabalho, foi utilizado a ANOVA de fator único, na qual as variabilidades são obtidas pelas Eqs. (8) e (9).

$$S_D^2 = \frac{\sum_{i=1}^K \sum_{j=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_i)^2}{K(n-1)} \quad (8)$$

$$S_E^2 = n \left[\frac{\sum_{i=1}^K (X_i - \bar{X})^2}{(K-1)} \right] \quad (9)$$

A hipótese H_0 será aceita para $F < F_\alpha$. Neste caso, para $F > F_\alpha$, rejeita-se H_0 e conclui-se que pelo menos uma das populações é diferente. Ressalta-se que, caso o F apresente valores próximos de zero, deve-se suspeitar de tendenciosidade nas amostras, indicando ser impropria qualquer conclusão sobre as amostras.

Verificação da normalidade

Antes da aplicação da ANOVA, deve-se verificar a normalidade dos dados, a fim de validar a aplicabilidade da metodologia. De forma geral os testes de normalidade pressupõem a normalidade dos dados como hipótese nula (H_0) e retornam um valor- $p > \alpha$, caso a hipótese seja verdadeira. Dentre as diversas metodologias disponíveis na literatura, o teste de Shapiro-Wilk tem se destacado por apresentar um melhor desempenho para amostras pequenas (KESKIN, 2006; RAZALI e WAH, 2011). A estatística do teste de Shapiro-Wilk (Shapiro e Wilk, 1965) é definida pela Eq. (10).

$$D_{S-W} = \frac{b^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (10)$$

Em que,

$$b = \sum_{i=1}^{n/2} a_{n-i+1} (x_{n-i+1} - x_i) \rightarrow \text{para } n = n^{\circ} \text{ par};$$

$$b = \sum_{i=1}^{(n+1)/2} a_{n-i+1} (x_{n-i+1} - x_i) \rightarrow \text{para } n = n^{\circ} \text{ ímpar};$$

a – Constante da tabela de coeficientes de Shapiro-Wilk (PEARSON e HARTLEY, 1972);

n – Tamanho da amostra;

x_i – Valor dos dados coletados;

\bar{x} – Média dos dados coletados.

A hipótese de normalidade dos dados será confirmada se $D_{S-W} < D^{\text{crit.}}_{S-W}$ ou caso o valor- p da estatística obtida seja superior ao nível de significância (α). Ressalta-se que $D^{\text{crit.}}_{S-W}$ representa o valor crítico e pode ser obtido por meio de tabelas em função de α e n (PEARSON e HARTLEY, 1972). Neste trabalho o teste de Shapiro-Wilk foi aplicado nos dados de limite de plasticidade por meio do software Past.

Teste Tukey

O teste de Tukey é um método de comparação múltipla utilizado como complemento ao estudo da análise de variância. Caso a ANOVA apresente $F > F_{\text{crit}}$, o teste Tukey pode ser utilizado para verificar o contraste entre três ou mais médias de tratamento (BERTOLDO *et al.*, 2007). Para amostras de mesmo tamanho, tal metodologia se destaca por ser considerado um teste exato, visto que, para o conjunto de comparações par a par, a taxa de erro conjunto é exatamente igual ao nível de significância (α).

O teste de Tukey consiste em determinar as estimativas de contraste entre as médias, duas a duas, e compara-lo com a diferença mínima significativa (Δ), definida pela Eq. (11). O contraste entre médias é definido como a diferença entre o valor médio dos grupos analisados.

$$\Delta = q \sqrt{\frac{QMR}{r}} \quad (11)$$

Em que,

q – amplitude estudentizada, obtida por tabelas em função do nível de significância, do número de tratamentos e do grau de liberdade do resíduo da ANOVA;

QMR – quadrado médio do resíduo da ANOVA;

r – número de repetição de cada grupo.

Neste caso, as médias dos tratamentos testados serão consideradas estatisticamente diferentes, ao nível α de significância, caso apresentem contraste maior ou igual a Δ , ou caso a probabilidade associada a esta estatística (valor-p) seja inferior ao valor de α .

Metodologia

A Figura 3 mostra o diagrama de dispersão e as retas de regressão para os dados de umidade e número de golpes do ensaio de limite de liquidez.

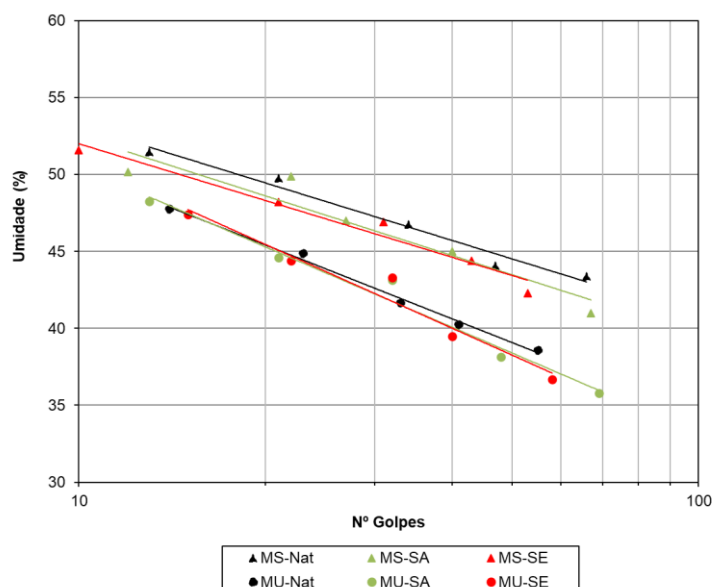
No gráfico apresentado pode-se observar uma proximidade entre as retas obtidas para cada método de secagem inicial e uma diferença aparentemente significativa entre os métodos

de homogeneização. Apesar de apresentarem inclinação similar, os dados obtidos para o método MS geraram retas de regressão com maiores valores de intercepto.

A hipótese de igualdade entre as retas, para os diferentes teores de umidade, foi comprovada conforme mostra a Figura 4, na qual observa-se que todos os dados amostrais se enquadram no intervalo de confiança com uma confiabilidade de 95%, independentemente do método de secagem inicial. Deste modo, pode-se inferir que a variabilidade dos dados se enquadra na variabilidade intrínseca da amostra, independente da metodologia utilizada. Esta afirmação permite que a reta de regressão seja obtida considerando todas as amostras referentes a cada método de homogeneização.

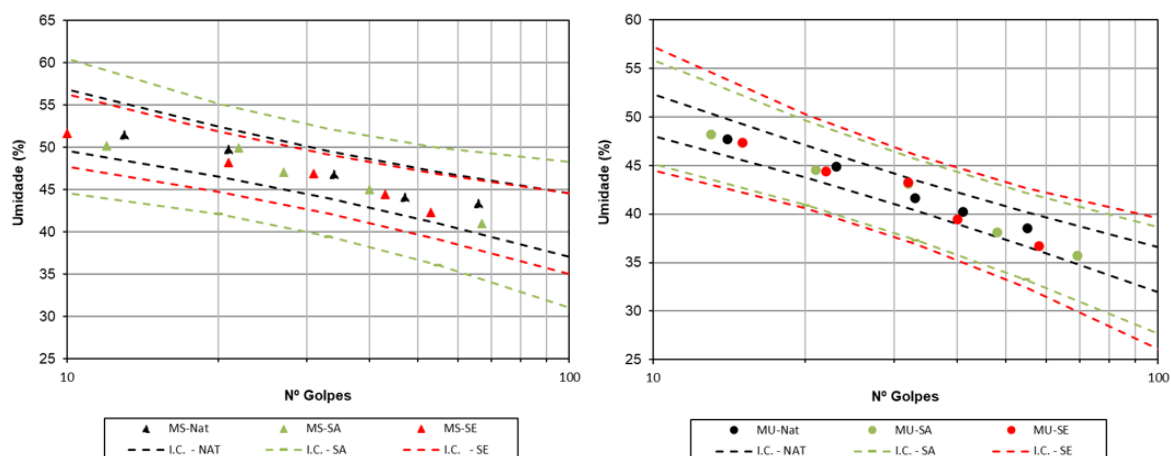
A Figura 5 mostra os resultados da análise de regressão para o agrupamento dos dados entre as diferentes metodologias e para o agrupamento de todos os dados. Para o agrupamento geral observa-se uma queda significativa no valor do coeficiente de determinação, indicando uma baixa precisão. Para confirmar a hipótese de diferença entre as metodologias, foi aplicado o método da identidade de modelos, obtendo um F_c de 96,97. Por apresentar $F_c > F_{0,05}$ ($=0,05$), conclui-se que o método de homogeneização realmente gera mudanças significativas na reta analisada e consequentemente no valor de limite de liquidez, para uma confiabilidade de 95%.

Figura 3. Gráfico de dispersão dos dados e retas de regressão obtidas para o ensaio de limite de liquidez.



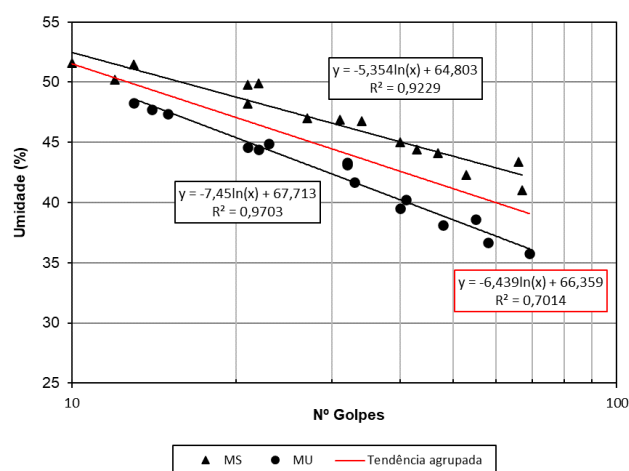
Fonte: De autoria própria

Figura 4. Intervalo de confiança das retas de regressão para determinação dos limites de liquidez.



Fonte: De autoria própria

Figura 5. Equações de regressão utilizadas no teste de igualdade dos modelos.



Fonte: De autoria própria

Para o limite de plasticidade inicialmente aplicou-se o teste de Shapiro Wilk para verificar a normalidade dos dados. A Tabela 2 mostra os resultados obtidos, no qual observa-se que todas as amostras podem ser consideradas normais, visto que apresentaram valor-p > 0,05.

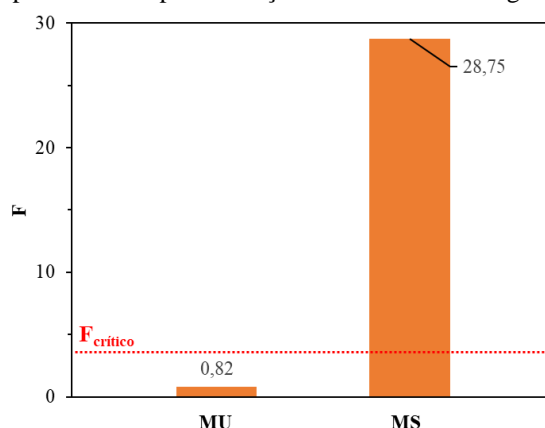
Tabela 2. Valor-p para o teste de normalidade de Shapiro-Wilk aplicado as amostras de ensaio de LP.

Método	Método de Secagem		
	NAT.	SA	SE
MU	0,479	0,392	0,185
MS	0,708	0,213	0,309

Fonte: De autoria própria

Na Figura 6 observa-se os valores de F para diferentes métodos de secagem inicial. Para as amostras ensaiadas pelo método de umedecimento, conclui-se que as medias são iguais, por apresentarem $F < F_{\text{crítico}}$ ($=3,89$). Em contrapartida, observa-se que a variação do método de secagem inicial gera uma diferença significativa no LP, com a aplicação do método seco.

Figura 6. Valores de F obtidos pela ANOVA para variação do método de secagem por ABNT e Furnas.



Fonte: De autoria própria

Devido a rejeição de H_0 na ANOVA, o teste de Tukey foi aplicado para verificar qual dos tratamentos se difere dos demais, quando se utiliza o método seco. A Tabela 3 mostra o valor-p obtido para cada análise. As células hachuradas representam os valor-p que apresentaram valor inferior ao nível de significância de 0,05, ou seja, que apresentam diferença significativa.

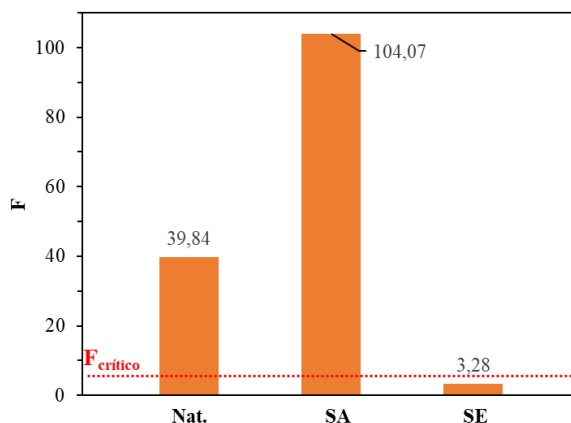
Tabela 3. Teste Tukey para método seco (MS).

Condição	NAT.	SA	SE
NAT.	-	0,000542	0,108
SA	7,444	-	0,00002
SE	3,139	10,58	-

Fonte: De autoria própria

Neste caso conclui-se que as amostras secas ao ar e em estufa geram uma diferença significativa na determinação do limite de plasticidade. Para variação de método de homogeneização, apenas as amostras secas ao ar não apresentaram diferença significativa, tal como exposto na Figura 7. Neste caso foi obtido um $F_{\text{crítico}}$ de 5,38.

Figura 7. Valores de F obtidos pela ANOVA para variação do método de homogeneização.



Fonte: De autoria própria

Neste contexto, conclui-se que a mudança de metodologia gera mudanças significativas nos resultados de limite de plasticidade, para um nível de confiança de 95%.

Conclusões

Por meio da aplicação de métodos de inferência estatística com nível de confiança de 95%, foi possível observar que o valor de limite de liquidez não sofre variações significativas, a depender do método de secagem inicial. Em contrapartida, seu valor sofre um aumento significativo com a aplicação do método de homogeneização por secagem. Para o limite de plasticidade foi observada diferenças significativas para as duas variações propostas.

Referências

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. **NBR 6457: Amostras de solo - preparação para ensaios de compactação e ensaios de caracterização**. Rio de Janeiro: ABNT, 2016.

ASSIS, A. P.; BARBOSA, T. J.; ALMEIDA, M. D.; MAIA, J. A. Métodos Estatísticos e Probabilísticos Aplicados a Geotecnia. **Notas de Aula**, G.AP-AA002, 2018.

BERTOLO, J. G.; ROCHA, F.; COIMBRA, J. L.; ZITTERELL, D.; GRAH, V. D. Teste de Comparação de Médias: Dificuldades e Acertos em Artigos Científicos. **Revista Brasileira de Agrociência**, v. 13, n. 4, p. 441-447, outubro/dezembro, 2007.

CAPUTO, H. P. **Mecânica dos Solos e Suas Aplicações**. Vol. 1, 7ª ed., Rio de Janeiro: LTC, 2015.

CINTRA, J. C. A.; AOKI, N.; TSUHA, C. H. C.; GIACHETI, H. L. **Fundações: Ensaios Estáticos e Dinâmicos**. São Paulo: Oficina de Textos, 2013.

EHRlich, M.; SILVA, R. C. Behavior of a 31 m High Excavation Supported by Anchoring and Nailing in Residual Soil of Gneiss. **Engineering Geology**, v. 191, n. 2015, p. 48-60, 2015.

GRAYBILL, F. A. **Theory and Application of the Linear Model**. Belmont: Wadsworth Publishing Company, 1976.

GUIMARÃES, R. C. **Análise das Propriedades e Comportamento de um Perfil de Solo Laterítico Aplicada ao Estudo do Desempenho de Estacas Escavadas**. 2002. 207 f. Dissertação (Mestrado em Geotecnia) - Departamento de Engenharia Civil e Ambiental, Universidade de Brasília, Brasília, 2002.

KESKIN, S. Comparison of Several Univariate Normality Tests Regarding Type I Error Rate and Power of the Test in Simulation Based Small Samples. **Journal of Applied Science Research**, v. 2, n. 5, p. 296-300, 2006.

LAMBE, T.W.; WITHMAN, R.V. **Soil Mechanics (Series in Soil Engineering)**. New York: John Wiley and Sons, 1969.

MAGALHÃES, S. R.; ANDRADE, E. A. Teste para verificar a igualdade de modelos de regressão e uma aplicação na área médica. **E-Xacta**, v. 2, n. 1, p. 34-41, 2009.

MASSAD, F. **Mecânica dos Solos Experimental**. São Paulo: Oficina de Textos, 2016.

MEIRA, G. S. **Influência do Grau de Compactação e Desvio de Umidade nos Parâmetros de Adensamento do Solo**. 2018. 162 f. Trabalho de Conclusão de Curso (Bacharelado em Engenharia Civil) - Departamento de Engenharia Civil, Universidade Estadual de Goiás, Anápolis, 2018.

MEYERHOF, G.G. The Ultimate Bearing Capacity of Foundations. **Géotechnique**, v. 2, n. 4, p. 301-302, 1957.

MITCHELL, J.K. (1976). **Fundamentals of Soil Behaviour**. New York: John Wiley and Sons, 1976.

PEARSON, E. S.; HARTLEY, H. O. **Biometrika Tables for Statisticians**. Vol. 2, Cambridge: Cambridge University Press, 1972.

PEIXOTO, A. S. P.; CARVALHO, D. Determination of Soil Properties from Standard Penetration Test Complemented by Torque Measurement (SPT-T). **Acta Scientiarum**, v. 36, n. 4, p. 617-621, 2014.

PINTO, C. S. **Curso Básico de Mecânica dos Solos em 16 Aulas**. São Paulo: Oficina de Textos, 2006.

RAZALI, N. M.; WAH, Y. B. Power Comparison of Kolmogorov-Smirnov, Lilliefors and Anderson-Darling Tests. Journal of Statistical Modeling and Analytics. **Journal of Statistical Modeling and Analytics**, v. 2, n. 1, p. 21-33, 2011.

ROCHA, B. P.; SILVA, B. C.; GIACHETI, H. L. 2023. Maximum Shear Modulus Estimative from SPT for Some Brazilian Tropical Soils. **Soils and Rocks**, v. 46, n.1, p. 1-8, 2023.

SCHNAID, F., ODEBRECHT, E.; ROCHA, M. On The Mechanics of Dynamic Penetration Tests. **Geomechanics. and Geoengineering**, v. 2, n. 2, p. 137-146, 2007.

SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. An Analysis of Variance Test for Normality (Complete Samples). **Biometrika**, v. 52, n. 3/4, p. 591-611, dezembro, 1965.

TERZAGHI, K. **Theoretical Soil Mechanics**. New York: John Wiley and Sons, 1943.