

Universidade Federal de Alagoas  
Centro de Tecnologia  
Engenharia de Petróleo  
Trabalho de Conclusão de Curso

Adlehr Gabriele de Carvalho e Oliveira

**Análise das Incertezas de Ensaios CPTu na Caracterização  
Estatística de Solos Marinhos**

Maceió  
2022

Adlehr Gabriele de Carvalho e Oliveira

# **Análise das Incertezas de Ensaios CPTu na Caracterização Estatística de Solos Marinhos**

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado à Universidade Federal de Alagoas como requisito para obtenção do título de Bacharel em Engenharia de Petróleo.

Orientador: Prof. Dr. Eduardo Toledo de Lima Junior

Coorientador: Dr. Christiano Augusto Ferrario Várady Filho

Maceió

2022

**Catálogo na Fonte**  
**Universidade Federal de Alagoas**  
**Biblioteca Central**  
**Divisão de Tratamento Técnico**

Bibliotecário: Marcelino de Carvalho Freitas Neto – CRB-4 – 1767

O48a Oliveira, Adlehr Gabriele de Carvalho e.  
Análise das incertezas de ensaios CPTu na caracterização estatística de solos marinhos / Adlehr Gabriele de Carvalho e Oliveira. – Maceió, 2022.  
64 f. : il.

Orientador: Eduardo Toledo de Lima Junior.  
Co-orientador: Christiano Augusto Ferrario Varady Filho.  
Monografia (Trabalho de conclusão de curso em Engenharia de Petróleo) –  
Universidade Federal de Alagoas. Centro de Tecnologia. Maceió, 2022.

Bibliografia: f. 61-64.

1. Incerteza (Estatística). 2. Ensaio de Piezocone. 3. Estacionariedade. 4.  
Geomecânica. I. Título.

CDU: 665.6/.7


Adlehr Gabriele de Carvalho e Oliveira

## **Análise das Incertezas de Ensaios CPTu na Caracterização Estatística de Solos Marinhos**

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado à Universidade Federal de Alagoas como requisito para obtenção do título de Bacharel em Engenharia de Petróleo.


Maceió, 12 de dezembro de 2022.

### **BANCA EXAMINADORA**

Documento assinado digitalmente  
 **EDUARDO TOLEDO DE LIMA JUNIOR**  
Data: 12/12/2022 14:48:07-0300  
Verifique em <https://verificador.iti.br>


---

**Prof. Eduardo Toledo de Lima Junior**  
Orientador – UFAL

Documento assinado digitalmente  
 **LUCAS PEREIRA DE GOUVEIA**  
Data: 12/12/2022 13:58:41-0300  
Verifique em <https://verificador.iti.br>

---

**Prof. Lucas Pereira de Gouveia**  
Avaliador interno – UFAL

Documento assinado digitalmente  
 **LUCIANA CORREIA LAURINDO MARTINS VIE**  
Data: 12/12/2022 10:51:54-0300  
Verifique em <https://verificador.iti.br>

---

**Profª. Luciana Correia Laurindo Martins Vieira**  
Avaliadora interna – UFAL

*“Você não consegue ligar os pontos olhando em frente; você só pode conectá-los olhando para trás. Então, você tem que confiar que os pontos irão, de alguma forma, se conectar no futuro. Você tem de acreditar em algo — nas suas vísceras, no destino, na vida, no karma. Essa abordagem nunca me decepcionou e tem feito toda a diferença na minha vida.”*

*Steve Jobs.*

# AGRADECIMENTOS

A Deus, o Justo e Misericordioso, pelo dom da vida.

Aos meus pais, Sandra Carvalho e Marcos Cavalcante, pelo apoio incessante durante todos os meus passos.

Ao Dr. Christiano Augusto Ferrario Várady Filho, por ter acreditado em mim e na minha capacidade. Agradeço o trato simples, correto e científico com que sempre abordou as nossas reuniões de trabalho, sem nunca ter permitido que o desalento se instalasse, mesmo quando as coisas não corriam bem. Agradeço-lhe também pelo tema do trabalho, que sempre me aliciou, o que me fez conseguir ultrapassar as dificuldades.

Ao Prof. Dr. Eduardo Toledo de Lima Júnior pela forma amigável e generosa com que sempre me incentivou e ajudou. Agradeço também pelo estímulo sentido após cada conversa, que me fornecia energia para prosseguir.

Ao Prof. Dr. João Paulo Lima Santos, por todo acolhimento e generosidade desde o início da graduação.

Aos queridos Douglas Albuquerque e Ramila Acioli pelo apoio incondicional e por tantas primeiras vezes. A convivência com vocês torna a vida mais leve e prazerosa. Motivados por me ver feliz, dedicaram-me tempo, atenção, colo e carinho para que eu não desistisse por cansaço ou por me sentir incapaz.

À Jennifer Ferreira e Joyce Tenório pelo companheirismo, apoio emocional, acolhimento caloroso e incentivo na minha jornada de iniciação científica.

À Adla Suiany, por nunca me deixar desanimar. Por todas as conversas e conselhos. Por se fazer presente, dia após dia, mesmo durante as tempestades da vida.

Às minhas amigas e companheiras de estágio Ligia Bertolini e Sayonara Cavalcante, pelo incentivo e pelas inúmeras doses de ânimo durante o árduo período de conciliação do fim da graduação com o início da vida profissional.

A todos os amigos que a graduação me apresentou, em especial Andressa Amâncio, João Vyctor, Raíssa Cavalcante e Nicolás Oliveira. Vocês fizeram com que meus dias fossem mais felizes.

A todos os envolvidos na diretoria do Capítulo Estudantil SPE UFAL, entidade que me permitiu um maior envolvimento com o curso de Engenharia de Petróleo.

Ao Laboratório de Computação Científica e Visualização (LCCV UFAL) e à FUNDE-PES pelo apoio intelectual e financeiro durante o período de iniciação científica.

# RESUMO

A integridade estrutural é uma premissa importante nos projetos de poços de petróleo. Nesse contexto, a caracterização do solo ajuda aos projetistas a avaliar sua resistência e projetar colunas de revestimento condutor, que suportam as cargas de construção e operação do poço. O ensaio de Piezocone (CPTu) é comumente utilizado para obter dados sobre as propriedades do solo, pois é um ensaio simples, robusto e capaz de fornecer dados satisfatórios. Entretanto, a estimativa das propriedades do solo inclui incertezas oriundas de diferentes fontes, dentre elas a variabilidade espacial, os erros de medição e a aplicação de um modelo de transformação. A partir do conjunto de dados de um ensaio CPTu, é possível quantificar parâmetros de resistência do solo usando estatísticas apresentadas na literatura. Para escolher uma distribuição de probabilidade representativa de uma amostra do solo, deve-se assegurar a qualidade dos dados, uma vez que dados conformes viabilizam uma caracterização estatística mais precisa e confiável. Salienta-se que a aplicação de procedimentos estatísticos na estimativa de parâmetros deve ser feita usando amostras que atendam aos critérios de estacionariedade fraca. Com uma propriedade do solo devidamente caracterizada, a aplicação de conceitos de confiabilidade estrutural permite diversas análises sobre o comportamento do revestimento do poço. Avalia-se a influência das incertezas nos parâmetros de ensaio CPTu na caracterização estatística de solos marinhos por meio da análise das incertezas atreladas ao modelo de transformação. Feito isso, é realizado um teste de estacionariedade da amostra por meio de dois procedimentos principais: a remoção da função de tendência por regressão linear e o Teste de Barlett modificado. Confirmada a estacionariedade, é realizada a caracterização estatística da amostra. Os resultados mostram que a distribuição normal foi aceita com 5% de significância para todas as camadas analisadas, mostrando que os dados mais próximos à média apresentam maior probabilidade de ocorrência nos trechos delimitados.

**Palavras-chaves:** Incertezas, Ensaio CPTu, Estacionariedade, Geomecânica.

# ABSTRACT

Structural integrity is an important premise in oil well design. In this context, soil characterization helps designers to assess its strength and design conductive casing columns, which support the well construction and operation loads. The Piezocone test (CPTu) is commonly used to obtain data on soil properties, as it is a simple but robust test capable of providing satisfactory data. However, the estimation of soil properties includes uncertainties arising from different sources, including spatial variability, measurement errors and the application of a transformation model. From the dataset of a CPTu test, it is possible to quantify soil resistance parameters using statistics presented in the literature. In order to choose a representative probability distribution of a soil sample, the quality of the data must be ensured, since compliant data enable a more accurate and reliable statistical characterization. It should be noted that the application of statistical procedures in the estimation of parameters must be done using samples that meet the criteria of weak stationarity. With a properly characterized soil property, the application of structural reliability concepts allows several analysis on the behavior of the casing of the well. The influence of the uncertainties in the parameters of the CPTu test in the statistical characterization of marine soils is evaluated through the analysis of the uncertainties linked to the transformation model. After that, a stationarity test of the sample is carried out using two main procedures: the removal of the trend function by linear regression and the modified Barlett Test. Once the stationarity is confirmed, the statistical characterization of the sample is carried out. The results show that the normal distribution was accepted with a 5% significance level for all analysed layers, showing that the data closer to the mean have a greater probability of occurrence in the delimited stretches.

**Keywords:** Uncertainties, CPTu Test, Stationarity, Geomechanics.



# LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1.1 – Incertezas na estimativa de propriedades do solo. . . . .	17
Figura 1.2 – Fluxograma da metodologia do trabalho. . . . .	20
Figura 2.1 – Penetrômetro cônico padrão utilizado em ensaios CPTu. . . . .	27
Figura 2.2 – Ábaco de classificação do solo. . . . .	29
Figura 2.3 – Ábaco de identificação do comportamento do solo. . . . .	30
Figura 3.1 – Variabilidade inerente do solo. . . . .	35
Figura 3.2 – Metodologia do processo de avaliação da incerteza do modelo de transformação. . . . .	40
Figura 3.3 – Metodologia do processo de delimitação das camadas do solo com estacionariedade fraca. . . . .	41
Figura 4.1 – Valores da resistência de ponta do cone medida $q_T$ para cada furo de ambos os campos. . . . .	47
Figura 4.2 – Histograma do fator de viés $b$ para ambos os campos. . . . .	47
Figura 4.3 – Comparação entre o valor medido e o valor médio de $S_u$ calculado utilizando o modelo de correlação $Q_{net}$ . . . . .	49
Figura 4.4 – Remoção da função de tendência de $q_T$ para ambos os campos. . . . .	51
Figura 4.5 – Classificação das camadas de ambos os campos utilizando o método de Jefferies e Davies (1993). . . . .	52
Figura 4.6 – Perfil estatístico de Bartlett das Camadas I e II do Furo 1 - Campo A. . . . .	54
Figura 4.7 – Perfil estatístico de Bartlett das Subcamadas II (A) e II(B) do Furo 1 - Campo A. . . . .	54
Figura 4.8 – Perfil estatístico de Bartlett das Camadas I, II e III do Furo 2 - Campo B. . . . .	55
Figura 4.9 – Perfil estatístico de Bartlett das Subcamadas III (A) e III(B) do Furo 2 - Campo B. . . . .	55
Figura 4.10 – Caracterização estatística das camadas estacionárias do Furo 1 . . . . .	56
Figura 4.11 – Caracterização estatística das camadas estacionárias do Furo 2 . . . . .	57

# LISTA DE TABELAS

Tabela 2.1 – Classificação solo em função da razão de atrito. . . . .	28
Tabela 2.2 – Classificação das zonas baseada no comportamento do solo utilizando parâmetros normalizados do CPT ou CPTU. . . . .	29
Tabela 2.3 – Classificação dos solos de acordo com o índice de classificação do material.	30
Tabela 3.1 – Relação entre ACMs e escalas de flutuação. . . . .	37
Tabela 3.2 – Relação entre ACMs e critérios de rejeição no Teste de Bartlett. . . . .	42
Tabela 4.1 – Dados iniciais dos campos utilizados. . . . .	46
Tabela 4.2 – Número de dados $n$ , fator de viés $b$ e COV da resistência de ponta do cone calculados para cada campo. . . . .	47
Tabela 4.3 – Número de dados $n$ , fator de viés $b$ e COV da tensão vertical total calculados para cada campo. . . . .	48
Tabela 4.4 – Número de dados $n$ , fator de viés $b$ e COV da resistência ao cisalhamento não drenado calculados para cada campo. . . . .	49
Tabela 4.5 – Incertezas atreladas ao modelo de transformação calculadas para cada campo.	50
Tabela 4.6 – Dados iniciais dos furos utilizados. . . . .	50
Tabela 4.7 – Classificação das camadas de ambos os campos. . . . .	51
Tabela 4.8 – Valor do coeficiente de correlação e da escala de flutuação para cada ACM ajustado. . . . .	53
Tabela 4.9 – Valor do coeficiente de correlação e da escala de flutuação para os ACMs escolhidos. . . . .	53
Tabela 4.10–Resultados das estatísticas de Bartlett para o Furo 1. . . . .	55
Tabela 4.11–Resultados das estatísticas de Bartlett para o Furo 2. . . . .	56
Tabela 4.12–Resultados do teste de aderência aplicado às camadas do Furo 1. . . . .	57
Tabela 4.13–Resultados do teste de aderência aplicado às camadas do Furo 2. . . . .	57

# SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b>	<b>14</b>
<b>1.1</b>	<b>Revisão de Literatura</b>	<b>15</b>
<b>1.2</b>	<b>Objetivos</b>	<b>20</b>
<b>1.3</b>	<b>Metodologia</b>	<b>20</b>
<b>1.4</b>	<b>Delimitação do Trabalho</b>	<b>21</b>
<b>2</b>	<b>ENSAIOS GEOMECÂNICOS APLICADOS À ANÁLISE ESTRUTURAL DE POÇOS DE PETRÓLEO</b>	<b>22</b>
<b>2.1</b>	<b>Ensaio Marinhos</b>	<b>25</b>
2.1.1	Ensaio de Palheta	25
2.1.2	Ensaio de Piezocone (CPTu)	26
<b>2.2</b>	<b>Classificação do Solo</b>	<b>28</b>
<b>3</b>	<b>AVALIAÇÃO DAS INCERTEZAS</b>	<b>32</b>
<b>3.1</b>	<b>Indicadores de Incertezas</b>	<b>33</b>
3.1.1	Análise da Incerteza do Modelo de Transformação	34
<b>3.2</b>	<b>Modelagem da Variabilidade Inerente do Solo</b>	<b>35</b>
<b>3.3</b>	<b>Análise da Estacionariedade dos Dados</b>	<b>36</b>
3.3.1	Funções e Modelos de Autocorrelação	37
3.3.2	Teste de Bartlett Modificado	38
3.3.3	Estatísticas do Teste de Bartlett Modificado	40
<b>3.4</b>	<b>Caracterização Estatística</b>	<b>42</b>
3.4.1	Variáveis Aleatórias	42
3.4.2	Modelos de Distribuição de Probabilidade	44
3.4.2.1	Distribuição Normal	44
3.4.2.2	Distribuição Logística	44
3.4.2.3	Distribuição de Gumbel	44
<b>4</b>	<b>RESULTADOS E DISCUSSÕES</b>	<b>46</b>
<b>4.1</b>	<b>Avaliação dos Dados Medidos no Ensaio CPTu</b>	<b>46</b>
4.1.1	Resistência da Ponta do Cone	46
4.1.2	Tensão Vertical Total	48
4.1.3	Resistência ao Cisalhamento Não Drenado	48
<b>4.2</b>	<b>Análise da Estacionariedade dos Dados</b>	<b>50</b>
4.2.1	Remoção da Função de Tendência	50
4.2.2	Subdivisão de Camadas	51

4.2.3	Função e Modelos de Autocorrelação . . . . .	52
4.2.4	Teste de Bartlett Modificado . . . . .	53
<b>4.3</b>	<b>Caracterização Estatística das Camadas Estacionárias . . . . .</b>	<b>56</b>
<b>5</b>	<b>CONCLUSÃO . . . . .</b>	<b>59</b>
<b>5.1</b>	<b>Trabalhos Futuros . . . . .</b>	<b>60</b>
	<b>REFERÊNCIAS . . . . .</b>	<b>61</b>

# 1 INTRODUÇÃO

Uma das principais preocupações da indústria de óleo e gás é garantir a adequação entre viabilidade econômica e segurança operacional. Além disso, a preservação de ativos ambientais e de vidas humanas é uma premissa importante, abordada em muitos códigos normativos.

Com foco na integridade estrutural do poço, a análise do solo é muito importante para a fase de início de poço, onde é realizado, por exemplo, o dimensionamento dos revestimentos condutor e de superfície, responsáveis por suportar carregamentos durante as condições construtivas e operacionais previstas em projeto. Estes carregamentos, por sua vez, são transferidos para o solo. Logo, a caracterização do solo é uma etapa muito importante, dado que propriedades devidamente caracterizadas são capazes de fornecer informações mais completas e realistas sobre o nível de segurança do projeto.

Os solos apresentam propriedades variáveis devido ao processo natural de formação, o que acarreta em incertezas nas suas características. Segundo Lacasse e Nadim (1997), ao empregar métodos estatísticos e de confiabilidade, as incertezas podem ser incorporadas à análise, tornando-a mais representativa em relação ao comportamento geomecânico e sua interação com os revestimentos. As abordagens desenvolvidas pela norma DNV-RP-C207 (2012) mostram que a aplicação de estratégias para aferição de parâmetros de resistência do solo com base em ferramentas estatísticas permite o desenvolvimento de projetos estruturais mais eficientes. A avaliação de diferentes parâmetros geotécnicos do solo pode ser determinada a partir de testes laboratoriais ou *in situ*.

Segundo Abu-Farsakh et al. (2003), há uma ênfase crescente para a avaliação de parâmetros geotécnicos utilizando testes *in situ*, visto que são realizados sob tensões e condições de contorno existentes no campo e podem fornecer resultados mais precisos e confiáveis do que os testes de laboratório. O ensaio de Piezocone (*Piezocone Penetration Test* - CPTu) é amplamente reconhecido como uma ferramenta útil para exploração do solo e caracterização *in situ*. É um dos métodos mais utilizados para caracterizar o comportamento geomecânico do solo, visto que é um método robusto, simples e econômico, sendo amplamente empregado no projeto de revestimentos condutores e de superfície.

As principais variáveis extraídas de um ensaio CPTu são a resistência de ponta do cone  $Q_T$ , o excesso de poro-pressão  $U_2$  e o atrito lateral  $F_S$ . Parâmetros de projeto, como a resistência ao cisalhamento não drenado  $S_u$  são avaliados a partir deste conjunto de dados. No entanto, como discutido anteriormente, medições em solos argilosos marinhos apresentam altos níveis de incerteza. A caracterização das propriedades do solo requer dados suficientes para implementação dentro de um intervalo de confiança razoável. Nesse sentido, a escolha de uma distribuição de probabilidade representativa de uma amostra pressupõe a existência de uma

quantidade aceitável de dados e que a qualidade desses dados seja cuidadosamente avaliada, já que são informações que nortearão o processo. Daí, surge a necessidade de quantificar o nível de incerteza e a reprodutibilidade dos dados CPTu utilizados.

Contabilizadas as incertezas dos dados, é necessário entender as delimitações do solo estudado. A análise de estacionariedade estatística do solo é uma ótima ferramenta para tal estudo visto que, do ponto de vista matemático, a estacionariedade é uma premissa de análise que indica a existência de uma vizinhança mínima na qual a informação de um parâmetro está correlacionada. O processo de obtenção de registros estacionários contribui, inevitavelmente, para a demarcação dos limites do solo. Um procedimento de identificação do limite do solo é sugerido usando o teste estatístico de Bartlett modificado. O procedimento do teste e sua aplicação na identificação do contorno do solo são ilustrados usando um perfil de resistência da ponta do cone CPTu. Os limites do solo subjacente são delineados por meio do teste estacionário do perfil de resistência da ponta do cone. Com base nos resultados do teste de estacionariedade de segunda ordem, estatísticas importantes como desvio padrão, coeficiente de variação e escala de flutuação, são avaliadas de maneira estatisticamente consistente.

Percebe-se, então, que a integração dos estudos de aferições das incertezas dos parâmetros do solo com a delimitação do solo é bastante pertinente, dado que essa associação de conceitos permite que o embasamento do projeto estrutural seja mais racional e tenha seu nível de conservadorismo reduzido, o que é economicamente oportuno.

## 1.1 Revisão de Literatura

A avaliação do comportamento dos solos está sujeita a uma enorme e complexa variabilidade devido aos processos geológicos que produziram e permanecem modificando o material *in situ*. As incertezas nas propriedades mecânicas dos solos *offshore* são oriundas tanto da variabilidade natural do solo quanto de erros na aferição dos parâmetros geotécnicos, ruídos na leitura dos sensores e na transmissão do equipamento, premissas de modelos matemáticos, entre outros. A natureza das incertezas e a forma de lidar com elas é tema de discussão de estatísticos, engenheiros e outros especialistas.

A norma DNV-RP-C207 (2012) classifica as incertezas geotécnicas em incertezas aleatórias e epistêmicas. As incertezas aleatórias são oriundas da variabilidade natural das propriedades do solo e, como são intrínsecas ao material, não podem ser mitigadas. As incertezas epistêmicas são associadas ao conhecimento limitado, insuficiente ou impreciso e são subdivididas em incertezas estatísticas, do modelo de transformação e das medições. As incertezas epistêmicas podem ser reduzidas, em princípio, por meio da obtenção de um maior número de dados ou pelo emprego de métodos de medição mais precisos.

Alternativamente, Ching e Phoon (2014) comentam que a variabilidade geotécnica do solo depende de três componentes: da condição do local, do erro de medição associado ao

ensaio realizado e da qualidade do modelo de correlação adotado para relacionar os parâmetros obtidos no teste de uma propriedade de projeto. A condição do local refere-se à variabilidade inerente do solo, que costuma ser categorizada como sendo de natureza aleatória, porque não pode ser reduzida com a realização de mais testes. Os segundo e terceiro componentes, ou seja, o erro de medição em um procedimento de teste e a dispersão de dados sobre uma tendência de correlação média, são usualmente categorizados como sendo de natureza epistêmica. Eles podem ser reduzidos coletando mais dados ou desenvolvendo modelos mais confiáveis.

Kiureghian e Ditlevsen (2009) dizem que, embora existam méritos em categorizar incertezas como aleatórias ou epistêmicas, deve-se ter em mente que essa distinção é, em parte, uma escolha do profissional encarregado. Afirmam, ainda, que é apenas uma questão de tempo até que seja desnecessário aplicar modelos para caracterização de parâmetros da categoria aleatória, assumindo que, eventualmente, haverá tecnologia suficiente para uma completa aferição dos parâmetros geotécnicos. Nesse momento, se existir incerteza, ela será apenas epistêmica.

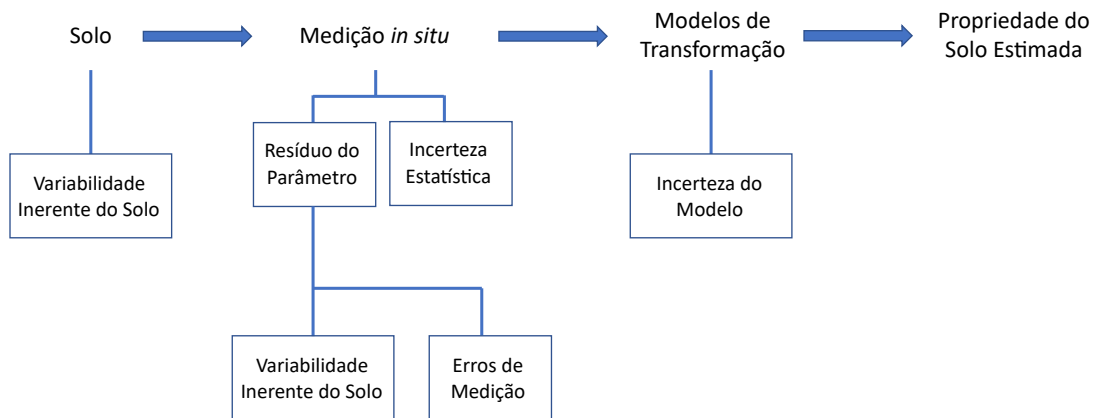
Phoon e Kulhawy (1999a) afirmam que é preciso estabelecer estimativas estatísticas realistas da variabilidade das propriedades do solo no projeto. Teoricamente, o projetista deve selecionar os fatores de resistência apropriados baseado na variabilidade dos dados do solo em um local específico. Na ausência desses dados, existindo limitações que impeçam a execução de análises estatísticas representativas, os valores do coeficiente de variação (COV) da propriedade do solo são úteis como aproximações de primeira ordem. Afirmam, ainda, que mesmo quando há informações suficientes para análises estatísticas, uma estimativa mais robusta da variabilidade geotécnica pode ser obtida combinando os dados específicos do solo com informações anteriores, utilizando, por exemplo, a abordagem Bayesiana.

Além disso, Phoon e Kulhawy (1999a) ressaltam que estabelecer os valores do COV das propriedades do solo ajudaria os projetistas a desenvolver uma faixa com os valores de variabilidade inerente à estimativa geral das propriedades do solo e, portanto, identificar variabilidades geotécnicas atípicas. Na literatura geotécnica, existem muitos valores tabelados acerca da variabilidade das propriedades do solo, porém muitos deles não são adequados, visto que foram determinados a partir de análises de variabilidade total que assumem, ainda que implicitamente, uma fonte uniforme de incertezas. No entanto, a variabilidade geotécnica é mais complexa e resulta de muitas fontes diferentes de incertezas, conforme ilustrado na Figura 1.1.

Phoon e Kulhawy (1999a) comentam que a medição direta de um ensaio geotécnico não é diretamente aplicável às variáveis de projeto. Nesse sentido, um modelo de transformação de variáveis é necessário para relacionar as variáveis de campo a valores de projeto adequados. Um exemplo é o modelo de transformação que relaciona resistência ao cisalhamento não drenado  $S_u$  à resistência de ponta  $q_T$ , tensão vertical efetiva  $\sigma_{v0}$  e fator de cone  $N_{KT}$

$$S_u = \frac{q_T - \sigma_{v0}}{N_{KT}}. \quad (1.1)$$

Figura 1.1 – Incertezas na estimativa de propriedades do solo.



Fonte: Adaptado de Phoon e Kulhawy (1999a).

Para escolher uma distribuição de probabilidade representativa de uma amostra do solo, deve-se assegurar que a qualidade dos dados foi metodicamente analisada, uma vez que Phoon et al. (2004) comentam que dados em quantidade satisfatória e qualidade pré-avaliada induzem a uma caracterização estatística mais precisa e confiável. Por esse motivo, Knuuti e Lämsivara (2019) desenvolveram uma metodologia para a quantificação das incertezas de modelos de transformação, como, por exemplo, o modelo descrito pela Equação 1.1.

Ching e Phoon (2014) comentam que a caracterização da variabilidade geotécnica está longe de ser uma área madura na literatura. Afirmam, ainda, que é uma prática comum estimar uma propriedade de projeto a partir desses testes, seja pela média direta ou escolhendo um valor confiável do pior caso a partir do intervalo de valores produzidos por testes diferentes. Por esse motivo, desenvolveram uma metodologia para quantificar as incertezas associadas a modelos de transformação para dez parâmetros comuns de solos argilosos.

O uso de modelos estatísticos para caracterização das propriedades do solo requer que existam dados suficientes para implementação com maior confiança. Quando há escassez de dados ou dados de baixa qualidade, pode ser escolhida uma distribuição de probabilidade genérica que não represente adequadamente a amostra de dados. Nesse sentido, o uso de probabilidade e estatística para avaliação das propriedades do solo permite ao projetista um maior conhecimento da variabilidade e sua consideração no dimensionamento, tornando a análise mais consistente.

A verificação de uma função densidade de probabilidade que se adeque aos parâmetros avaliados consiste, inicialmente, na verificação do tipo de comportamento avaliado pelo parâmetro e pela sua variabilidade. Nesse sentido, a elaboração de histogramas dos parâmetros analisados e de seus respectivos resíduos são ferramentas úteis na análise dos padrões da função.

Para separar os resíduos dos parâmetros de solo, é importante entender como uma propriedade geotécnica é descrita. Segundo Phoon e Kulhawy (1999a) o valor real de uma propri-



idade geotécnica pode ser decomposto em uma função de tendência e em um componente de flutuação, representando a variabilidade inerente do solo.

Para obter os resíduos dos parâmetros geotécnicos do solo, portanto, é necessário remover a função de tendência dos dados. Em geral, o processo de remoção da função de tendência não é único, existindo diferentes procedimentos para tal.

Baecher et al. (1987) comenta que a seleção de uma determinada função de tendência é uma decisão sobre quanto da variabilidade espacial nas medições é tratada como uma função determinística do espaço e quanto é tratada estatisticamente e modelada como processos aleatórios. Convencionalmente, a função de tendência é removida pela análise de regressão dos mínimos quadrados, como nos trabalhos de Brockwell e Davis (1991), Kulhawy et al. (1992) e Phoon et al. (2003).

Chan et al. (1977) comentam que a remoção da função de tendência é frequentemente desejável em alguns tipos de análise. Acrescentam que a forma como a função de tendência é removida influencia os resíduos. Conseqüentemente, há uma necessidade de estudar o efeito sobre os resíduos desses métodos de remoção de tendência. Uma pesquisa bibliométrica realizada pelos autores indicou que a regressão linear é o método de remoção de tendência mais popular. Finalizada a análise, concluíram que, com o emprego da regressão linear, os resíduos das amostras utilizadas tenderiam a ser dominados por ciclos de baixa frequência.

Com a remoção da função de tendência, pode-se obter os resíduos dos parâmetros geotécnicos e, para melhor caracterizá-los, realiza-se um estudo da aderência dos parâmetros para funções de distribuição a partir de seus histogramas. Ressalta-se, porém, a necessidade da delimitação do tamanho das camadas que terão sua aderência avaliada, uma vez que apenas amostras estatisticamente homogêneas podem ser utilizadas no teste.

Vanmarcke (1977) afirma que para testes *in situ* que são quase contínuos (por exemplo, CPT e CPTu), existe uma forte correlação estatística entre as medições devido à proximidade física. Um modelo probabilístico natural para dados espaciais correlacionados é o campo aleatório.

Phoon e Kulhawy (1999a) consideram que a variabilidade inerente do solo pode modelada como um campo aleatório, que pode ser descrito de forma concisa pelo COV e pela escala de flutuação.

Phoon et al. (2004), porém, explanam que embora a análise de campo aleatório forneça uma descrição concisa da variabilidade espacial, ela apresenta dificuldades práticas consideráveis para a inferência estatística. Logo, deve existir uma análise da estacionariedade estatística dos dados antes de prosseguir com o estudo da aderência dos parâmetros, justamente para melhor delimitar as camadas do solo que poderão ser utilizadas. Os autores ainda afirmam que estacionariedade fraca ou de segunda ordem é um pré-requisito para que análises estatísticas subsequentes em uma determinada camada do solo sejam válidas, embora sua importância seja

raramente enfatizada. Alguns estudos geoestatísticos como os de Vanmarcke (1977); DeGroot e Baecher (1993); Hegazy et al. (1996) e Zhang e Tumay (1999) assumem a estacionariedade fraca do solo mas não verificam usando meios estatísticos rigorosos.

A estacionariedade estatística de determinada camada do solo será definida como fraca ou de segunda ordem se a média dos dados for constante e a autocorrelação for apenas uma função da distância entre os pontos observados. Segundo Phoon et al. (2003), a primeira condição é garantida pela remoção da função de tendência  $t(z)$ . A segunda condição, porém, é garantida se a variância dos dados permanecer constante ao longo da profundidade.

Na literatura existem diversos métodos clássicos para testar a igualdade entre variâncias de partes de uma mesma amostra, como o Teste-F, Teste de Hartley e o Teste de Bartlett. Cressie (2015) afirma que todos os testes citados baseiam-se na premissa de que os dados utilizados são independentes, ou seja, não estão conectados entre si de forma alguma. Logo, se esses testes forem aplicados a dados correlacionados, um grande viés surgirá na avaliação das estatísticas de teste, fazendo com que apareçam muitos falsos positivos. Conclui-se, então, que a aplicação desses testes utilizando dados de solo correlacionados é, portanto, potencialmente errônea.

Dessa maneira, Phoon et al. (2003) desenvolverm uma nova metodologia para o teste de variâncias baseada no Teste de Bartlett. A principal mudança é que a nova metodologia foi desenvolvida através de simulações numéricas para fornecer uma base mais racional para rejeitar a hipótese nula de estacionariedade no caso de dados correlacionados, enquanto o teste de Bartlett clássico é usado para testar a igualdade de variâncias de múltiplas amostras para dados independentes, mas os critérios de rejeição não são aplicáveis a dados correlacionados.

Harris (1985) observou que, para testar a igualdade de variâncias de variáveis normalmente distribuídas, uma escolha natural é o teste da razão de verossimilhança. No entanto, como esse teste requer a estimativa de parâmetros que não podem ser calculados explicitamente, Harris (1985) considera que o método mais adequado para testar a igualdade de variâncias para dados correlacionados é utilizando o Teste de Wald.

Com a propriedade do solo caracterizada estatisticamente, pode-se aplicar modelos de confiabilidade estrutural para realizar o cálculo da probabilidade de falha e da capacidade de carga de um revestimento condutor levando em consideração as incertezas já analisadas, o que torna o cálculo mais confiável e próximo à realidade.

Uzielli et al. (2005) diz que a principal vantagem, em termos de confiabilidade, dos métodos baseados em incerteza em comparação aos métodos determinísticos reside no fato de que, devido à consideração explícita da incerteza e à quantificação do nível desta, os métodos baseados em incertezas são capazes de fornecer informações mais completas e realistas sobre o nível de segurança do projeto, uma vez que os solos são variáveis, quer essa variabilidade seja reconhecida no projeto ou não.

Spry et al. (1988) comenta que lidar com métodos baseados em incertezas não aumenta

o nível de segurança, mas permite que o projeto seja mais racional, pois o engenheiro pode conscientemente calibrar suas decisões sobre o projeto estrutural em um nível de desempenho desejado. Ser capaz de selecionar e comunicar o nível de desempenho e reduzir o conservadorismo, por sua vez, é economicamente benéfico.

## 1.2 Objetivos

O objetivo geral do trabalho é avaliar a influência das incertezas nos parâmetros de ensaio CPTu na caracterização estatística de solos marinhos.

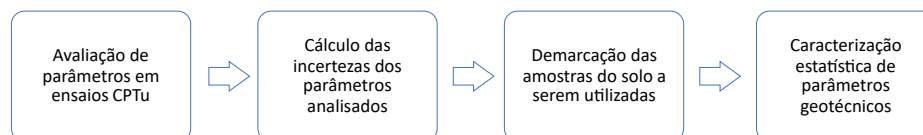
Os objetivos específicos do trabalho são:

- Avaliar as incertezas nos resultados de ensaios de CPTu;
- Analisar as incertezas do modelo de transformação;
- Delimitar amostras do solo com estacionariedade fraca confirmada;
- Caracterizar estatisticamente a variabilidade dos parâmetros geotécnicos.

## 1.3 Metodologia

Para alcançar os objetivos descritos anteriormente, utilizam-se dados de ensaios CPTu realizados em solos argilosos brasileiros e seus respectivos relatórios técnicos. Todos os dados são descaracterizados devido a política de privacidade da empresa petrolífera detentora da informação. A metodologia do trabalho é desenvolvida conforme as macroetapas apresentadas na Figura 1.2.

Figura 1.2 – Fluxograma da metodologia do trabalho.



Fonte: Autora (2022).

As Macroetapas 1 e 2 consistem na quantificação estudo da qualidade dos dados utilizados, visando diminuir o nível de conservadorismo no projeto normalmente atribuído para compensar o desconhecimento da variabilidade dos parâmetros do solo. Nesse contexto, o uso de estatística e probabilidade para avaliação das propriedades do solo torna a análise mais racional e consistente. Para isso, estratégias baseadas em técnicas estatísticas encontradas na literatura e na norma DNV-RP-C207 (2012) são implementadas e avaliadas. Para execução dos cálculos, são utilizados dados obtidos em ensaios de CPTu, que apresentam um conjunto variado de grandezas de engenharia associadas a valores de profundidade.

As atividades de demarcação das camadas do solo com estacionariedade fraca confirmada apresentadas na Macroetapa 3 são um pré-requisito para a realização da próxima macroetapa, uma vez que a estacionariedade fraca é um requisito necessário para que análises estatísticas subsequentes em uma determinada camada do solo sejam válidas. Para isso, utilizam-se procedimentos e testes disponíveis na literatura.

A Macroetapa 4 diz respeito à caracterização estatística de parâmetros geotécnicos, dado que o uso de probabilidade e estatística para a avaliação das propriedades do solo permite ao projetista um maior conhecimento da variabilidade e sua consideração no dimensionamento, o que torna a análise mais confiável e consistente. As atividades dessa etapa consistem no estudo de formulações para cálculo de grandezas geotécnicas associadas à fase de início de poço. Assim, estratégias baseadas em técnicas estatísticas encontradas na literatura e em documentos normativos são implementadas e comparadas entre si.

## 1.4 Delimitação do Trabalho

Dentre as principais delimitações desse trabalho, cita-se que dentre as incertezas epistêmicas, são consideradas apenas a variabilidade inerente e a incerteza de medição, pois o objetivo é avaliar a incerteza dos próprios modelos de transformação.

Em outro aspecto, as formulações da teoria do campo aleatório de Vanmarcke (1977) não são utilizadas pois, conforme Phoon et al. (2003), embora a análise do campo aleatório forneça uma descrição concisa da variabilidade espacial, apresenta dificuldades práticas consideráveis para a inferência estatística.

Também não são utilizados dados advindos de testes de laboratório. Segundo Abufarsakh et al. (2003), há uma ênfase crescente para a avaliação de parâmetros geotécnicos utilizando testes *in situ*, visto que são realizados sob tensões e condições de contorno existentes no campo e podem fornecer resultados mais precisos e confiáveis do que os testes de laboratório. Além disso, Lacasse e Nadim (1997) concluem que os projetistas mais experientes tendem a estimar valores de resistência abaixo da média quando se baseiam em ensaios de laboratório para definir os valores característicos e de projeto da resistência do solo. Por outro lado, quando se baseiam em resultados de ensaios *in situ*, como o CPTu, o valor da resistência característica é muito mais próximo da média, exceto em pequenas profundidades.

Para a estratificação e identificação do tipo de solo, o trabalho apresenta abordagem mais generalista, enquanto a cobertura dos parâmetros de projeto do solo será restrita a solos argilosos ou de granulação fina.

## 2 ENSAIOS GEOMECÂNICOS APLICADOS À ANÁLISE ESTRUTURAL DE POÇOS DE PETRÓLEO

A análise do conjunto solo-revestimento é um aspecto muito importante para o dimensionamento do revestimento condutor, responsável por grande parte das cargas construtivas iniciais. O revestimento é projetado para suportar uma série de esforços durante as condições de serviço e sobrevivência previstas em projeto, os quais serão transferidos para o solo assentado.

Segundo Kan et al. (2018), o revestimento condutor é a primeira estrutura de revestimento construída em um poço de petróleo, visando sustentar sedimentos superficiais não consolidados. O condutor deve resistir aos esforços provocados pelo peso do próprio sistema, bem como pelos esforços adicionais transferidos pelo *riser* de perfuração. A avaliação da integridade do condutor deve ser realizada a partir de uma análise conjunta entre a capacidade de carga do solo e a integridade mecânica do sistema de revestimento do poço.

Para tanto, a capacidade de carga geomecânica é função das propriedades mecânicas do solo e da força de fricção lateral entre o revestimento e o solo marinho adjacente. Sua avaliação é geralmente realizada por meio da norma API/ RP2A (2000). A avaliação da integridade mecânica dos tubulares de revestimento é realizada a partir de critérios determinísticos e probabilísticos, tanto em Estado Limite de Serviço (ELS) como em Estado Limite Último (ELU), com base na API/TR 5C3 (2008).

De forma geral, nota-se que o processo de instalação do revestimento é essencial para a quantificação da resistência mecânica do conjunto solo-revestimento. No entanto, seu processo de instalação não é padronizado e geralmente segue a experiência de cada operador. Dessa forma, o desenvolvimento de estudos experimentais e numéricos, a exemplo dos trabalhos desenvolvidos por Zakeri et al. (2015), tornam-se elementos fundamentais para o processo de tomada de decisão.

Os revestimentos condutores são instalados seguindo três procedimentos possíveis: por jateamento, por cravação ou por perfuração seguida de cimentação. Zakeri et al. (2015) ressaltam que uma instalação por jateamento corretamente executada é mais rápida e economicamente mais atraente do que os métodos de perfuração e cimentação e cravação. O jateamento de condutores tem se tornado o método preferido de instalação na maioria dos casos envolvendo ambientes em águas profundas.

Akers (2006) e Zakeri et al. (2015) comentam que o jateamento é uma técnica comu-

mente usada para instalar condutores de poços de petróleo em águas profundas onde os solos compreendem, normalmente, uma argila pouco adensada. O processo de jateamento é uma operação delicada que depende muito da experiência e pode variar entre as regiões.

De forma geral, o jateamento é um método conveniente e de boa efetividade com penetração do condutor por aplicação de peso e vazão, sendo preferível para sedimentos não consolidados. Segundo Yang et al. (2010), a possibilidade de desconectar a broca ao final do jateamento permite economizar várias manobras que seriam necessárias para iniciar a etapa de superfície. Com o impacto dos jatos, o solo é erodido pela retirada de seus sedimentos e escoar pelo interior do revestimento ou, a depender da vazão, pelo espaço anular entre o condutor e a formação (o que pode levar a perturbações estruturais reduzindo a resistência da formação). Segundo Kan et al. (2018), o jateamento fornece alta eficiência de instalação, prevenção de falhas estruturais e boa adaptação a diferentes resistências de solo.

Uma das questões fundamentais para o estudo de revestimentos condutores é o ganho de resistência com o tempo (efeito *setup*), oriundo do adensamento do solo após instalação do revestimento. Nesse contexto, busca-se encontrar o momento propício para seguimento das etapas de instalação sem causar danos à integridade estrutural do revestimento. Segundo Karlsrud (2012), o efeito *setup* depende de três fatores: tixotropia, dissipação de poro-pressões e pré-cisalhamento da estaca. O fenômeno da tixotropia é puramente geoquímico e representa um ganho de resistência sob tensão e volume constantes. Tal fenômeno ocorre na camada do solo adjacente ao condutor, que é totalmente amolgada no processo de instalação. A dissipação do excesso de poro-pressões é gerada pela cravação, levando ao aumento das tensões efetivas, que corresponde diretamente ao ganho de resistência do solo. A questão do pré-cisalhamento da estaca guarda relação direta com os procedimentos relacionados à instalação de condutores jateados. Ocorrem descargas e recargas em um condutor com valores próximos da sua capacidade de carga no processo.

Em poços de petróleo, segundo Zakeri et al. (2015), a avaliação do crescimento da capacidade de carga é necessária apenas por um curto período pois o carregamento axial neste elemento ocorre geralmente alguns dias após a sua instalação. Enquanto os dados de campo indicam que a capacidade axial de um condutor jateado continua a aumentar com o tempo, estes valores são necessários apenas ao desempenho inicial dos condutores.

No caso específico de condutores jateados, Jeanjean (2002) propõe uma metodologia para a estimativa da capacidade de carga considerando o efeito *setup*. Uma vez que o carregamento do revestimento de superfície ocorre alguns dias após a instalação do condutor, é fundamental conhecer a capacidade de carga do condutor nessa ocasião. Por isso, analisando uma série de ensaios à tração no Golfo do México, Jeanjean (2002) propôs equações para o valor de adesão, expressando o ganho de resistência num tempo  $t$ , devido ao *setup*, em relação à capacidade de carga inicial.

Zakeri et al. (2015) realizaram ensaios em centrífuga que confirmaram a tendência ini-

cial em intervalos de tempo mais elevados. Os resultados dos testes demonstraram que a capacidade axial de condutores jateados continua a aumentar com o tempo dentro de, pelo menos, os primeiros 1000 dias após a instalação.

Danziger et al. (2019) salientam que o *setup* tem relação tanto com a tixotropia como a dissipação das poro-pressões, altamente dependentes das propriedades do material. Portanto, as equações desenvolvidas por Jeanjean (2002) devem ser vistas como válidas para argilas semelhantes às do Golfo do México, e extrapolações para outras argilas vistas com ressalvas.

Após o jateamento do revestimento condutor, a perfuração segue para a instalação da fase seguinte, o revestimento de superfície. Durante essa etapa, toda a carga dos equipamentos deve ser suportada apenas pelo revestimento condutor, que sofrerá deformação e deslocamento lateral e vertical. Se a capacidade vertical do condutor não for suficiente, a estrutura inicial sofre recalques significativos, trazendo sérias consequências como o colapso da própria estrutura (WANG et al., 2015). A profundidade do condutor também influencia significativamente a resistência da estrutura, pois um jateamento mais profundo exige mais tempo e, portanto, é mais suscetível a riscos. Por outro lado, uma estrutura mais rasa não terá resistência suficiente, podendo desmoronar (KAN et al., 2018).

A fricção lateral tem um papel fundamental no processo de perfuração em águas profundas, oferecendo resistência durante o jateamento. Vários pesquisadores se concentraram em mensurar sua influência. Para Zhou et al. (2016), calcular precisamente a capacidade de carga do condutor é um processo complexo, devido a distúrbios no solo adjacente causados pelo jateamento já que esta região fica significativamente danificada devido ao excedente de poro-pressão. Além disso, o tempo de imersão do condutor é um parâmetro chave no processo: se for muito curto, pode ocorrer afundamento deste revestimento; se for muito extenso, a eficiência do processo é reduzida causando aumento significativo dos custos (ZHOU et al., 2014).

Foram mostradas as principais características do revestimento condutor e aspectos de sua instalação. Os solos, por sua vez, possuem papel fundamental nessa análise. No que se refere à engenharia geotécnica, a solução de problemas requer um conhecimento detalhado das propriedades mecânicas dos solos, que estão entre os materiais mais complexos a serem estudados dada a quantidade de propriedades associadas, as quais, por sua vez, são altamente variáveis. Nesse sentido, faz-se necessário, em um anteprojeto, o levantamento geotécnico da área de estudo para melhor caracterização do subsolo. Em outra fase, a de projeto, é desejável eliminar grande parte das dúvidas existentes sobre o terreno estudado, caracterizando, assim, as propriedades do subsolo de acordo com a função do projeto, evitando-se mudança durante a execução, visto que isso pode gerar um custo elevado.

## 2.1 Ensaios Marinhos

Foram desenvolvidos métodos para determinação dos parâmetros geotécnicos do solo. Essas propriedades podem ser determinadas a partir de testes laboratoriais ou *in situ*. Segundo Abu-Farsakh et al. (2003), há uma ênfase crescente para a avaliação de parâmetros geotécnicos utilizando testes *in situ*, visto que são realizados sob tensões e condições de contorno existentes no campo e podem fornecer resultados mais precisos e confiáveis do que os testes de laboratório. Dentre os testes mais utilizados, estão o ensaio de palheta (*Vane Test*) e o ensaio de Piezocone (*Piezocone Penetration Test - CPTu*).

### 2.1.1 Ensaio de Palheta

O ensaio de palheta consiste na medição do torque necessário à rotação de um molinete ou uma palheta cravada no solo, sob velocidade constante. Este ensaio tem como objetivo indicar o valor da resistência ao cisalhamento de materiais argilosos sob condições não drenadas. É executado no interior de furos de sondagens ou perfurações. Método utilizado na Suécia desde 1919, o *Vane Test* tem sido amplamente aplicado para a obtenção da resistência ao cisalhamento não drenado, de solos moles.

Este teste é normatizado pela ABNT NBR 10905/89 e ASTM D2573 e consiste na cravação estática de uma palheta de aço com dimensões padronizadas, até a posição desejada para a execução do ensaio. É o teste mais empregado para a determinação *in situ* do parâmetro de resistência ao cisalhamento não drenado e, de acordo com a norma DNER/IPR (1990), é o mais apropriado para substratos argilosos do ponto de vista técnico-econômico.

Almeida et al. (2010) comentam que, na realização do ensaio, as palhetas são cravadas em argilas saturadas. Após a cravação, é realizado um torque com a intenção de cisalhar o solo a uma rotação constante de 6 graus por minuto até alcançar profundidades pré-definidas. Admite-se um intervalo máximo de tempo de cinco minutos entre o fim de cravação da palheta e o início de rotação da mesma para que não se tenha valores de resistência superestimados.

Nos casos onde o solo não permite a cravação do conjunto palheta-haste, Almeida et al. (2010) descrevem que deve ser feito um pré-furo utilizando o tubo de revestimento. A inserção do tubo provocará o amolgamento do solo e, dessa forma, a profundidade mínima de execução do ensaio deverá ser de cinco vezes o diâmetro do tubo, tendo como referência a ponta do equipamento. Os valores obtidos empregando este ensaio podem sofrer influências e, por isso sua execução foi padronizada na norma NBR 10905 (1989), que define os cuidados a serem tomados.



### 2.1.2 Ensaio de Piezocone (CPTu)

O ensaio de Piezocone (*Piezocone Penetration Test* - CPTu) é amplamente reconhecido como uma ferramenta útil para exploração do solo e caracterização *in situ*. É um dos métodos mais utilizados para caracterizar o comportamento geomecânico do solo, visto que é um método robusto, simples e econômico, sendo amplamente empregado no projeto de revestimentos condutores e de superfície.

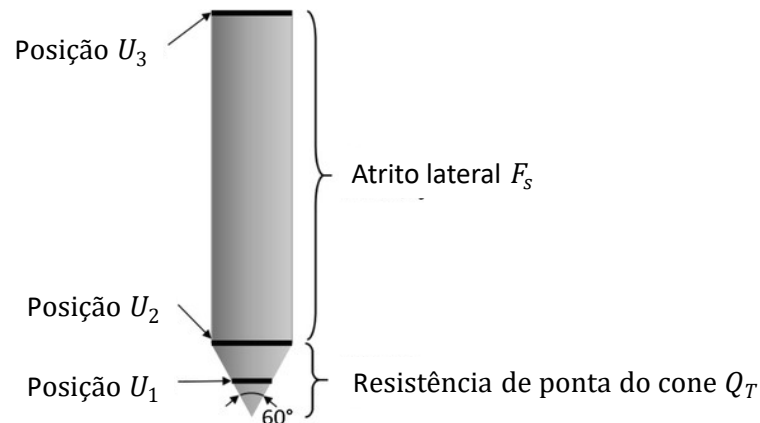
De acordo com Powell e Lunne (2005), há uma tendência clara e crescente para o uso do ensaio CPTu, dado que é uma das partes mais importantes e fundamentais da investigação do local e caracterização do terreno estudado. Acrescentam que a importância do ensaio de piezocone não está atrelada apenas à perfilagem, mas também à derivação de parâmetros de solo para projetos de fundação, mesmo em argilas moles. Em 1997, o teste de palhetas (*vane test*) era a principal ferramenta usada na Noruega para medição da resistência ao cisalhamento não drenado *in situ* e o CPTu era usado apenas ocasionalmente. No entanto, a tendência atual é usar o CPTu para determinar os parâmetros do solo em argilas moles e o teste de palheta está caindo em desuso. Acredita-se que as principais razões para essa mudança sejam as informações contínuas obtidas do CPTu, a relação custo-benefício e as recentes melhorias na operação e interpretação do método em termos de parâmetros de projeto do solo. No Reino Unido, há evidências de que o CPTu continua ganhando popularidade.

Em 2006, o comitê técnico TC16 da Sociedade Internacional de Mecânica dos Solos e Engenharia Geotécnica (ISSMGE) publicou um procedimento internacional de referência (IRTP) que definiu requisitos muito específicos para equipamentos e procedimentos para realização do teste CPTu. Além dos requisitos básicos, o documento inclui uma série de orientações sobre como realizar e reportar o ensaio. O IRTP foi concluído em 2006 e se tornou a norma ISO 19901-8 (2014).

De forma geral, o método consiste em cravar no terreno uma ponteira cônica a uma velocidade constante de 20 mm/s. A penetração do cone é realizada com a utilização de um equipamento de cravação devidamente ancorado no solo ou com peso de reação suficiente para a realização do ensaio. As leituras dos ensaios são efetuadas a cada 2 cm de profundidade e as informações coletadas são a resistência à penetração da ponta do cone, resistência por atrito lateral e poro-pressão.

A Figura 2.1 mostra um penetrômetro cônico padrão usado para medir a resistência do cone, o atrito lateral e também a pressão dos poros. O diâmetro do cone padrão de 60° é de 35,7 mm, resultando numa área de seção transversal de 1000 mm<sup>2</sup>. Essas medidas formam os tamanhos padrão nos documentos IRTP e ISO. A resistência do cone e o atrito lateral são normalmente medidos por meio de células de carga com medição de tensão. Ainda na Figura 2.1, mostram-se três locais onde a pressão dos poros pode ser medida. Entretanto, a ISO refere-se ao local preferido como o espaço logo atrás do cone, representado pela posição  $U_2$ .

Figura 2.1 – Penetrômetro cônico padrão utilizado em ensaios CPTu.



Fonte: Adaptado de Phoon e Kulhawy (1999a).

O sistema de medição da pressão nos poros consiste em uma pequena câmara que conduz a um transdutor de pressão. Esse sistema deve ser projetado de tal forma que seja possível saturá-lo e mantê-lo saturado. Powell e Lunne (2005) ressaltam que o sucesso de um perfil de CPTu depende muito da boa saturação do sistema de medição, particularmente em argilas, dado que a poro-pressão é usada não apenas para auxiliar no perfil, mas também para corrigir outros parâmetros medidos.

O uso do CPTu na prática da engenharia tem três aplicações principais: definir a estratigrafia de subsuperfície e identificar os materiais presentes; avaliar os parâmetros geotécnicos para uso em projeto de fundação e fornecer resultados para o projeto geotécnico. O último aspecto não será abordado nesta monografia. Para a estratificação e identificação do tipo de solo, o trabalho será de natureza mais generalista, enquanto a cobertura dos parâmetros de projeto do solo será restrita a solos argilosos ou de granulação fina. As principais variáveis extraídas de um ensaio CPTu são a resistência de ponta do cone  $q_T$ , o excesso de poro-pressão  $u_2$  e o atrito lateral  $f_s$ . Parâmetros de projeto, como a resistência ao cisalhamento não drenado  $S_u$  são avaliados a partir deste conjunto de dados. Salienta-se, ainda, que antes de analisar qualquer dado CPTu, o trabalho se preocupa em garantir que a qualidade dos dados seja satisfatória e adequada por meio de uma análise exploratória dos dados a serem utilizados.

Para prosseguir com a exploração dos parâmetros do solo, faz-se necessária a identificação do tipo de solo estudado. Como no ensaio de piezocone não é feita a coleta de amostras para identificação e classificação dos tipos de solo presentes na região da investigação, foram desenvolvidos diversos métodos que utilizam as grandezas medidas nos ensaios CPTu em diferentes metodologias de classificação do solo para suprir essa deficiência do ensaio.

## 2.2 Classificação do Solo

O uso de uma metodologia de classificação do solo no contexto do projeto objetiva seu aproveitamento em atividades como: extrapolação dos dados de resistência ao cisalhamento não drenado, definição da extensão das camadas de solo e aproveitamento dos dados para subdivisões em intervalos de profundidade menores para os ajustes de determinação dos valores característicos das propriedades.

Um dos primeiros métodos desenvolvidos para classificação do solo é o de Marr e Endley (1982). O método utiliza a resistência do cone  $q_T$  e o atrito lateral  $f_S$  para classificar o solo de acordo com o ábaco da Figura 2.2 e a Tabela 2.1. Essa classificação também definiu a fronteira entre solos coesivos e não coesivos pela razão de atrito (Eq. ??) igual a 2,5.

$$F_r = \frac{f_S}{q_T} \cdot 100 \quad (2.1)$$

onde  $F_r$  é a razão de atrito e  $q_T$  é a resistência do cone medida.

Tabela 2.1 – Classificação solo em função da razão de atrito.

Tipo de solo	Razão de atrito
Areia limpa	< 1
Areia siltosa, silte arenoso	1,0 a 2,0
Areia argilosa, silte argiloso	2,0 a 3,0
Argila, argila siltosa, argila arenosa	3,0 a 8,0

Fonte: Adaptado de Marr e Endley (1982).

Outra classificação foi realizada por Robertson (1990), que desenvolveu um método fundamentado na normalização de três grandezas fundamentais do ensaio de cone:  $F_r$ , já definido anteriormente, e  $Q_t$  e  $B_q$

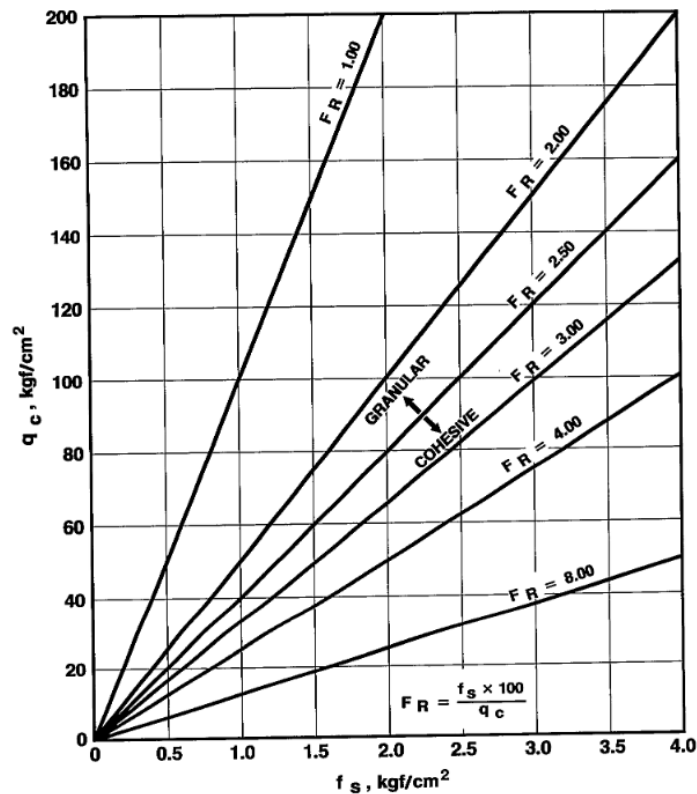
$$Q_t = \frac{q_t - \sigma_{v0}}{\sigma_{v0} - u_0} \quad (2.2)$$

$$B_q = \frac{u_2 - u_0}{q_t - \sigma_{v0}} \quad (2.3)$$

onde  $Q_t$  é a resistência do cone normalizada,  $B_q$  é o parâmetro de poro-pressão normalizado e  $F_r$  é a razão de atrito normalizada.

Seguindo a metodologia, os resultados devem ser plotados em dois ábacos (Figura 2.3), onde podem ser delimitadas nove zonas de tipos de solos, cada uma delas associada a um tipo diferente de comportamento (Tabela 2.2).

Figura 2.2 – Ábaco de classificação do solo.



Fonte: Marr e Endley (1982).

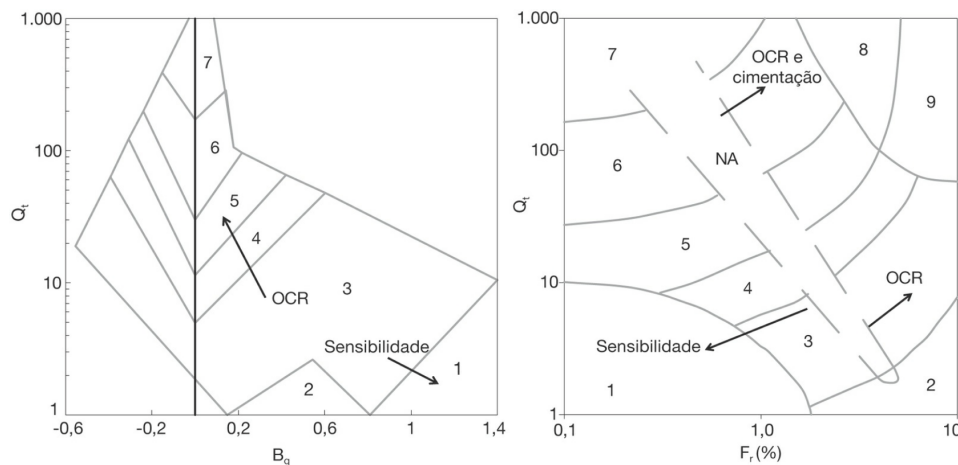
Tabela 2.2 – Classificação das zonas baseada no comportamento do solo utilizando parâmetros normalizados do CPT ou CPTU.

Zona	Tipos de solos
1	Solo fino sensível
2	Solos orgânicos e turfas
3	Argilas - argilas siltosas
4	Argilas siltosas - siltes argilosos
5	Siltes arenosos - areias siltosas
6	Areias limpas - areias siltosas
7	Areias com pedregulhos - areias
8	Areias duras - areias argilosas
9	Areias finas e duras

Fonte: Adaptado de Robertson (1990).

Outra classificação consiste na de Jefferies e Davies (1993), que fizeram contribuições à classificação com ábacos de Robertson (1990) ao definirem o índice de classificação do material ( $I_c$ ), vide Equação 2.4. Com base nesse índice, os solos podem ser classificados em 6 tipos, de acordo com seu comportamento, conforme mostrado na Tabela 2.3. Essa metodologia possibilita, ainda, a diferenciação rápida entre solos drenados ( $I_c < 1,80$ ) e solos não drenados ( $I_c > 2,76$ ).

Figura 2.3 – Ábaco de identificação do comportamento do solo.



Fonte: Adaptado de Robertson (1990).

$$I_c = \sqrt{\{3 - \log[q_T(1 - B_q)]\}^2 + [1.5 + 1.3\log(F_r)]^2}. \tag{2.4}$$

Robertson e Wride (1998) propuseram uma versão modificada do método de Jefferies e Davies (1993), com o índice de classificação do material ( $I_{cRW}$ ), definido pela Eq. 2.5. Os intervalos de cada zona de classificação do solo estão mostrados na Tabela 2.3.

$$I_{cRW} = \sqrt{\{3,47 - \log(Q_{tn})\}^2 + \{1,22 + \log(F_r)\}^2} \tag{2.5}$$

$$Q_{tn} = \frac{q_t - \sigma_{v0}}{\sigma_{atm}} \left( \frac{\sigma_{atm}}{\sigma'_{v0}} \right)^n \tag{2.6}$$

$$n = 0,381 \cdot I_{cRW} + 0,15 \left( \frac{\sigma'_{v0}}{\sigma_{atm}} \right) - 0,15 \leq 1,0 \tag{2.7}$$

Tabela 2.3 – Classificação dos solos de acordo com o índice de classificação do material.

Classificação do solo	Zona	Índice $I_c$	Índice $I_{cRW}$
Argilas orgânicas	1	$I_c \geq 3,22$	$I_{cRW} \geq 3,60$
Argilas	2	$2,82 \leq I_c < 3,22$	$2,95 \leq I_{cRW} < 3,60$
Misturas de siltes	3	$2,54 \leq I_c < 2,82$	$2,60 \leq I_{cRW} < 2,95$
Misturas de areias	4	$1,90 \leq I_c < 2,54$	$2,05 \leq I_{cRW} < 2,60$
Areias	5	$1,25 \leq I_c < 1,90$	$1,31 \leq I_{cRW} < 2,05$
Areias com pedregulhos	6	$I_c < 1,25$	$I_{cRW} < 1,31$

Fonte: Autora (2022).

As técnicas de classificação do solo recém-citadas são úteis para melhor delimitar o material de estudo e tornam possível a caracterização do solo, que, por sua vez, é essencial para

a avaliação da integridade do sistema solo-revestimento, fundamental no processo de construção de poços de petróleo. Especificamente nas porções mais superficiais do solo, o revestimento condutor exerce uma função fundamental, transmitindo para o solo os esforços mecânicos oriundos da construção, manutenção e operação do poço. Assim, a garantia de integridade estrutural passa pela avaliação da capacidade de carga do solo, contraparte do revestimento condutor na garantia de estabilidade e segurança das operações de manutenção e bombeamento.

Os solos, entretanto, apresentam propriedades variáveis devido ao seu processo natural de formação, o que acarreta em incertezas nas suas características. Segundo Lacasse e Nadim (1997), ao empregar métodos estatísticos e de confiabilidade, as incertezas podem ser incorporadas à análise, tornando-a mais representativa em relação ao comportamento geomecânico e sua interação com os revestimentos.

Dentro desse contexto, uma nova tendência no desenvolvimento de projetos consiste na tomada de decisão baseada em formulações mecano-fiabilísticas (*reliability-based design* - RBD), onde as incertezas do projeto podem ser estimadas, permitindo a introdução de indicadores associados à probabilidade de falha. Dessa forma, a caracterização de parâmetros importantes do solo, além de cruciais para o projeto, deve ser acompanhada de mensurações sobre as incertezas tratadas.

### 3 AVALIAÇÃO DAS INCERTEZAS

Uma das principais partes da abordagem RBD é estabelecer estimativas estatísticas realistas sobre a variabilidade das propriedades do solo. Phoon e Kulhawy (1999a) comentam que, idealmente, um projetista deve selecionar a resistência apropriada baseando-se na variabilidade dos dados do solo em um determinado local. Na ausência de dados específicos do local ou onde os dados do solo são muito limitados para que análises estatísticas significativas sejam realizadas, orientações sobre a escala do coeficiente de variação (COV) podem fornecer informações sobre a variabilidade do solo.

Segundo Phoon e Kulhawy (1999b), quando há informações suficientes para análises estatísticas, obtém-se uma estimativa robusta da variabilidade geotécnica empregando metodologias bayesianas em conjunto com dados específicos ou informações anteriores do solo. Este trabalho não abordará esse método, mas ele pode ser melhor analisado nos trabalhos de Spry et al. (1988) e Filippas et al. (1988).

De forma geral, a determinação do COV ajuda projetistas a estimar uma faixa de variabilidade inerente à estimativa geral das propriedades do solo e, portanto, identificar variabilidades geotécnicas atípicas. Uma série de estatísticas das propriedades do solo relatadas na literatura geotécnica não são adequadas para uso geral, principalmente porque foram determinadas a partir de análises de variabilidade total que assumem implicitamente uma fonte uniforme de incerteza. No entanto, a variabilidade geotécnica é mais complexa e resulta de fontes distintas, conforme ilustrado na Figura 1.1.

A norma DNV-RP-C207 (2012) classifica as incertezas geotécnicas em incertezas aleatórias e epistêmicas. As incertezas aleatórias são oriundas da variabilidade natural das propriedades do solo e, como são intrínsecas ao material, não podem ser mitigadas. As incertezas epistêmicas são associadas ao conhecimento limitado, insuficiente ou impreciso e são subdivididas em incertezas estatísticas, do modelo de transformação e das medições. As incertezas epistêmicas podem ser reduzidas, em princípio, por meio da obtenção de um maior número de dados ou pelo emprego de métodos de medição mais precisos.

Ademais, observando a Figura 1.1, nota-se que as duas primeiras fontes de incerteza na medição *in situ* são consideradas como resíduo dos dados: variabilidade inerente ao solo e erros de medição. A primeira resulta principalmente dos processos geológicos naturais que produzem e modificam continuamente o volume de solo; a segunda é causada por falhas em equipamentos, interpretações do operador, entre outros. Incertezas sobre os modelos de transformação são encontradas quando as medições *in situ* ou de laboratório são transformadas em propriedades de projeto, como, por exemplo, a resistência ao cisalhamento não drenado ( $S_u$ ) utilizando modelos empíricos ou outros modelos de correlação.

### 3.1 Indicadores de Incertezas

Em análises geomecânicas *offshore*, a obtenção de medições é custosa e lenta, o que reduz o tamanho da amostra, ocasionando resultados menos precisos. Assim, incertezas de transformação podem ser avaliadas empregando dois indicadores: o Fator de Viés  $b$  e o Coeficiente de Variação (COV).

O COV é uma razão adimensional entre o desvio padrão  $\sigma$  e a média  $\mu$  de uma variável aleatória  $X$

$$COV_X = \frac{\sigma_X}{\mu_X} . \quad (3.1)$$

Knuuti e Länsivaara (2019) indicam que, apesar de altos valores de COV estarem relacionados com grandes incertezas, essas grandezas não são diretamente comparáveis. Variações causadas por diferentes fontes (problemas ou falhas no equipamento, erros do operador, por exemplo) podem ser combinadas como a soma de diferentes níveis de incerteza

$$COV_X^2 = COV_{esp}^2 + COV_{err}^2 + COV_{trans}^2 + COV_{est}^2 \quad (3.2)$$

de forma que *esp*, *err*, *trans* e *est* referem-se aos COVs de incertezas espaciais, medição, transformação e estatística, todos possíveis fontes de erros na medição do dado.

O fator de viés é a média do quociente do valor da propriedade  $X_i$  numa determinada profundidade pelo valor médio  $\mu$  da mesma propriedade  $X$  ao longo de toda a profundidade analisada

$$b = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{X_i}{\mu} \quad (3.3)$$

O valor de  $b$  pode variar significativamente mas, de maneira geral, a proximidade do viés ao valor unitário indica boa qualidade do ensaio e, portanto, uma boa repetibilidade. Outro indicador importante é a variabilidade

$$\varepsilon = \frac{\text{Mensurado}}{b \cdot \text{Medio}} . \quad (3.4)$$

A variabilidade tem o valor unitário como média e o produto do viés pelo valor médio resulta na estimativa imparcial do parâmetro.

Como comentado, as principais variáveis extraídas de um ensaio CPTu são a resistência de ponta do cone ( $q_T$ ), excesso de poro-pressão ( $u_2$ ) e o atrito lateral ( $F_s$ ). Parâmetros de projeto, como a resistência ao cisalhamento não drenado  $S_u$  são avaliados a partir deste conjunto de dados. Phoon e Kulhawy (1999b) complementa que as medições diretas de um ensaio CPTu



não são diretamente aplicáveis ao projeto. Em vez disso, é necessário um modelo de transformação para relacionar a medição do teste a uma propriedade de projeto apropriada. Daí, surge a importância do estudo das incertezas voltadas ao modelo de transformação utilizado.

### 3.1.1 Análise da Incerteza do Modelo de Transformação

Knuuti e Länsivaara (2019) utilizam diferentes modelos de transformação para a resistência ao cisalhamento não drenado  $S_u$  para realizar o estudo de análise de incertezas. O primeiro modelo é baseado na resistência líquida do cone  $q_{NET}$ , o segundo é baseado na resistência efetiva do cone  $q_e$  e o terceiro é baseado na variação da poro-pressão medida  $\Delta_U$ . As equações referentes a cada modelo são

$$S_u = \frac{q_T - \sigma_{v0}}{N_{kt}} = \frac{q_{NET}}{N_{kt}} \quad (3.5)$$

$$S_u = \frac{q_T - U_2}{N_{ke}} = \frac{q_e}{N_{ke}} \quad (3.6)$$

$$S_u = \frac{U_2 - U_0}{N_{\Delta u}} = \frac{\Delta_u}{N_{\Delta u}} \quad (3.7)$$

onde  $\sigma_{v0}$  representa a tensão vertical efetiva,  $u_0$  é a pressão neutra inicial e  $N_{kt}$ ,  $N_{ke}$  e  $N_{\Delta u}$  representam os fatores de cone. A função do fator de cone é correlacionar a resistência real mobilizada e a tensão vertical total com a resistência ao cisalhamento não drenado.

Knuuti e Länsivaara (2019) afirmam que a incerteza de transformação relacionada às equações acima surge de múltiplos fatores. Em primeiro lugar, os dados medidos ( $q_T$  e  $u_2$ ) incluem a incerteza inerente a um volume de solo e a incerteza de medição causada pelo equipamento e pelo procedimento de teste. Essas devem ser subtraídas para obter a incerteza de transformação. Em segundo lugar, os fatores de cone escolhidos incluem incertezas decorrentes do modelo de correlação usado e das condições locais do solo para as quais eles são calibrados. Além disso, a tensão vertical efetiva assumida  $\sigma_{v0}$  e a pressão neutra inicial  $u_0$  também possuem incertezas atreladas, pois o peso unitário do solo não é necessariamente conhecido com precisão e a poro-pressão não é hidrostática como se pressupõe. Geralmente, assume-se que as incertezas relacionadas a esses fatores de cone são desprezíveis.

A avaliação da incerteza é obtida a partir da manipulação da Equação 3.2

$$COV_{trans}^2 = (COV_{esp} + COV_{err} + COV_{trans})^2 - (COV_{esp} - COV_{err})^2 \quad (3.8)$$

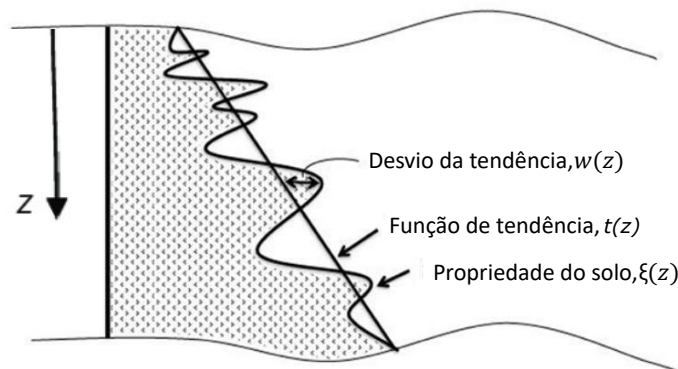
de maneira que o primeiro termo após a igualdade representa todas as incertezas avaliadas e, portanto, também a da transformação para uma propriedade de projeto secundária ( $S_u$ ), sub-

traída das incertezas relacionadas aos valores das propriedades obtidas diretamente do ensaio CPTu ( $q_T$  e  $u_2$ , por exemplo).

## 3.2 Modelagem da Variabilidade Inerente do Solo

O solo é um material complexo que foi formado por uma combinação de vários processos geológicos, ambientais e físico-químicos. Phoon e Kulhawy (1999a) afirma que muitos desses processos são contínuos modifica o solo continuamente. Devido a esses processos naturais, todas as propriedades do solo variam anisotropicamente, como é mostrado na Figura 3.1.

Figura 3.1 – Variabilidade inerente do solo.



Fonte: Adaptado de Phoon e Kulhawy (1999a).

Como ilustrado na Figura 3.1, o valor real de uma propriedade geotécnica  $\xi(z)$  pode ser decomposto em uma função de tendência  $t(z)$  e em um componente de flutuação  $w(z)$ , representando a variabilidade inerente do solo

$$\xi(z) = t(z) + w(z) \quad (3.9)$$

onde  $z$  é a profundidade. Para obter os resíduos dos parâmetros geotécnicos do solo, é necessário remover a função de tendência dos dados  $t(z)$ . Em geral, o processo de remoção da função de tendência não é único, existindo diferentes procedimentos para tal. Baecher (1987) comenta que a seleção de uma determinada função de tendência é uma decisão sobre quanto da variabilidade espacial nas medições é tratada como uma função determinística do espaço e quanto é tratada estatisticamente e modelada como processos aleatórios.

Na literatura geotécnica, convencionalmente, a função de tendência é removida pela análise dos mínimos quadrados, como nos trabalhos de Brockwell e Davis (1991), Kulhawy et al. (1992) e Phoon et al. (2003).

De forma geral, além de acarretar incertezas, a variabilidade do solo gera variações espaciais. Tais variações geralmente são correlacionadas entre si. Isso é mais facilmente obser-

vado no caso de perfis de solo que são amostrados em intervalos muito próximos como, por exemplo, perfis de ensaios de penetração de cone.

Para esta correlação, Vanmarcke (1977) defendeu o uso de um modelo de campo aleatório para descrever as flutuações sobre a média do perfil do solo. Este componente flutuante é normalmente assumido como sendo estatisticamente homogêneo ou estacionário sem uma verificação estatística rigorosa. Para sanar essa deficiência, é necessário realizar uma análise da estacionariedade dos dados utilizados.

### 3.3 Análise da Estacionariedade dos Dados

Segundo Lacasse e Nadim (1997), a estacionariedade é um pré-requisito fundamental para que análises estatísticas subsequentes em uma determinada seção de um perfil de solo seja válida, uma vez que estimativas de estatísticas importantes do solo, como a variância, serão tendenciosas se o perfil não for devidamente demarcado como estacionário, ou seja, estatisticamente homogêneo.

Segundo Ping (1998), do ponto de vista físico, a estacionariedade pode surgir se os dados vierem de um tipo de material homogêneo. O processo de obtenção de registros estacionários contribui, inevitavelmente, para a demarcação dos limites do solo.

Do ponto de vista matemático, a estacionariedade de determinada camada do solo será definida como intrínseca ou de segunda ordem se a média dos dados for constante e a autocorrelação for apenas uma função da distância entre os pontos observados. A primeira condição é garantida pela remoção da função de tendência, utilizando técnicas explanadas anteriormente. A segunda condição ocorre quando a variância dos dados permanece constante ao longo da profundidade. Na literatura, existem diversos métodos clássicos para testar a igualdade de duas ou múltiplas variâncias, como o Teste-F, Teste de Hartley e o Teste de Bartlett.

Cressie (2015) afirma que todos os testes clássicos citados são baseados na importante suposição de que os dados utilizados são independentes e que se aplicados a dados correlacionados, um grande viés surgirá na avaliação das estatísticas de teste. Conclui-se, então, que a aplicação desses testes utilizando dados de solo correlacionados pode levar a erros.

Phoon et al. (2003) desenvolveu uma nova metodologia para o teste de variâncias baseada no Teste de Bartlett. A principal mudança é que essa nova estatística de teste é obtida calculando um perfil estatístico contínuo usando uma janela de amostragem móvel e identificando seu valor máximo. A técnica foi desenvolvida empregando simulações numéricas para fornecer uma base mais racional para rejeitar a hipótese nula de estacionariedade no caso de dados correlacionados, enquanto o teste de Bartlett clássico é usado para testar a igualdade de variâncias de múltiplas amostras para dados independentes, mas os critérios de rejeição não são aplicáveis a dados correlacionados.

Os parâmetros de entrada desse teste são: o tamanho da camada; a escala de flutuação  $\delta$  e o modelo de autocorrelação (ACM) a ser utilizado. O primeiro parâmetro será encontrado através da subdivisão de camadas através de métodos de classificação do solo. De outro modo, tanto o segundo quanto o terceiro parâmetro serão encontrados através de deduções a partir da função de autocorrelação da camada.

### 3.3.1 Funções e Modelos de Autocorrelação

A escala de flutuação ( $\delta$ ) é um indicador conciso da extensão espacial de domínios fortemente correlacionados. De acordo com Uzielli et al. (2005), uma abordagem simples mas robusta para estimá-la é utilizando a função de autocorrelação (ACF).

O valor real de uma propriedade geotécnica pode ser decomposto como na Equação 4.3. Se  $\xi(z)$  for realmente estacionário, a correlação entre  $\xi(z_1)$  e  $\xi(z_2)$  pode ser totalmente descrita por uma função de autocorrelação que depende apenas do intervalo  $\tau = |z_1 - z_2|$ , em vez das coordenadas absolutas de profundidade  $z_1$  e  $z_2$ .

Segundo Baecher et al. (1999), quatro modelos são comumente usados para a análise de dados geotécnicos. Esses modelos estão descritos na Tabela 3.1.

Tabela 3.1 – Relação entre ACMs e escalas de flutuação.

Modelo de Autocorrelação	Equação	Escala de Flutuação
Exponencial simples	$R(\tau) = \exp(-\lambda \tau )$	$\delta = \frac{2}{\lambda}$
Cosseno exponencial	$R(\tau) = \exp(-b \tau )\cos(b\tau)$	$\delta = \frac{1}{b}$
Markov de 2ª ordem	$R(\tau) = (1 + d \tau )\exp(-d \tau )$	$\delta = \frac{4}{d}$
Squared-exponential	$R(\tau) = \exp[-(a\tau)^2]$	$\delta = \frac{\sqrt{\pi}}{a}$

Fonte: Adaptado de Phoon et al. (2003).

Segundo Box et al. (2015), a função de autocorrelação (ACF) deve ser calculada para  $lag \tau_j = j\Delta_z$  onde  $j = [1, n_d/4]$ , sendo  $n_d$  o número de dados em um determinado perfil de solo e  $\Delta_z$  o intervalo de amostragem. O coeficiente  $j$  da abordagem do Método dos Momentos para a função de autocorrelação do componente flutuante  $w_i = w(z_i)$  é dado por

$$R(\tau_j) = \frac{\sum_{i=1}^{n_d-j} w_i \cdot w_{i+j}}{\sum_{i=1}^{n_d-j} w_i^2}. \quad (3.10)$$

Segundo Cami et al. (2020), a escala de flutuação descreve a distância na qual os parâmetros do solo são semelhantes ou correlacionados. Propriedades do solo amostradas em locais adjacentes tendem a ter valores semelhantes e, à medida que a distância da amostragem aumenta, a correlação diminui. A escala de flutuação é a informação da distância máxima possível para simular um campo variável que tem alguma semelhança com as características do ponto amostrado.

Devido à importância da escala de flutuação, vários métodos foram desenvolvidos para caracterizar este parâmetro a partir de dados do solo, particularmente de medições de ensaios CPTu. Lacasse e Nadim (1997) e Uzielli et al. (2005) estimam a escala de flutuação a partir do Método dos Momentos, que é um método padrão de estimativa de parâmetros populacionais na estatística. Nele, os momentos amostrais são iguais aos momentos teóricos, e os parâmetros de interesse são resolvidos de forma a minimizar o erro entre os dois, seguindo a Eq. 3.10.

A escala de flutuação é estimada ajustando valores empíricos de autocorrelação tipicamente calculados em *lag distances* discretas aos modelos de autocorrelação (ACM) descritos na Tabela 3.1.

Com este método, o ACM é igual à função de autocorrelação da amostra, e a escala de flutuação é determinada usando um método de ajuste, como mínimos quadrados.

O método dos momentos é simples e não paramétrico, em contraste com o método da máxima verossimilhança (MLE), utilizado nos trabalhos de DeGroot e Baecher (1993) e Lloret-Cabot et al. (2014).

Em posse dos valores da escala de flutuação e do melhor ACM a ser utilizado, o Teste de Bartlett modificado pode ser aplicado.

### 3.3.2 Teste de Bartlett Modificado

Como dito anteriormente, Phoon et al. (2003) desenvolveu uma nova metodologia para o teste de variâncias baseada no Teste de Bartlett para dados correlacionados. O Teste de Bartlett Modificado é um procedimento empregado para desenvolver um novo teste estatístico mais discriminativo que pode rejeitar a hipótese nula de estacionariedade para um perfil de solo correlacionado. Um perfil estatístico de Bartlett é gerado movendo uma janela sobre o perfil amostrado ou camada do solo simulado. A nova estatística de teste proposta é o valor do pico do perfil estatístico de Bartlett ( $B_{max}$ ). O valor crítico ( $B_{crit}$ ) será determinado a partir dos perfis de solo simulados a um nível de 5% de significância.

Phoon et al. (2003) afirma que para o caso de duas variâncias amostrais,  $s_1^2$  e  $s_2^2$ , a estatística do teste de Bartlett ( $B_{stat}$ ) se reduz a

$$B_{stat} = \frac{2.30259(m-1)}{C} [2\log(s^2) - (\log(s_1^2) + \log(s_2^2))]. \quad (3.11)$$

onde  $m$  é o número de dados usados para avaliar  $s_1^2$  ou  $s_2^2$ . A variância total,  $s^2$ , é definida como

$$s^2 = \frac{s_1^2 + s_2^2}{2} \quad (3.12)$$

e constante  $C$  é definida por

$$C = 1 + \frac{1}{2(m-1)}. \quad (3.13)$$

Um perfil estatístico de Bartlett ( $B_{stat}$ ) pode ser facilmente gerado movendo uma janela sobre o perfil do solo simulado. A janela de amostragem é dividida em dois segmentos iguais e a variância da amostra é calculada a partir dos dados de cada segmento do solo.  $B_{stat}$  indica a diferença entre as variâncias da amostra nesses dois segmentos.

Analisando a Equação 3.11,  $B_{stat} = 0$  se  $s_1 = s_2$ . Portanto, a proposta de rejeitar a hipótese nula de estacionariedade usando o valor de pico de Bartlett  $B_{max}$  como estatística de teste é válida.

Para garantir que o teste de Bartlett modificado seja generalista para aplicações práticas, Phoon et al. (2003) selecionam uma faixa de valores realistas para o comprimento de amostragem  $T$ , a escala de flutuação  $\delta$  e para o tamanho do segmento de amostragem  $W$  no cálculo do perfil estatístico de Bartlett. Para uma apresentação concisa, os fatores do perfil de Bartlett são apresentados de forma adimensional

$$k = \frac{\delta}{\Delta_z}. \quad (3.14)$$

$$I_1 = \frac{T}{\delta} = \frac{n\Delta_z}{k\Delta_z} = \frac{n}{k}. \quad (3.15)$$

$$I_2 = \frac{W}{\delta} = \frac{m\Delta_z}{k\Delta_z} = \frac{m}{k}. \quad (3.16)$$

onde  $k$  representa o número de dados em uma escala de flutuação  $\delta$ ,  $n$  é o número total de pontos na amostra de uma camada de solo de comprimento  $T$ ,  $I_1$  representa o comprimento da amostra normalizado,  $m$  é o número de dados da amostra em metade da janela de amostragem e  $I_2$  representa o comprimento do segmento normalizado.

Phoon et al. (2003) seleciona o intervalo de valores para os fatores de perfil adimensionais acima ( $k, I_1, I_2$ ) seguindo duas considerações práticas. Primeiro, para garantir que as variâncias da amostra em cada segmento possam ser estimadas com precisão razoável, o tamanho da amostra em um segmento  $m$  deve exceder 10, seguindo recomendação de Lacasse e Nadim (1997). Em segundo lugar, a estatística de Bartlett é calculada comparando as variâncias da amostra em dois segmentos adjacentes formando a janela de amostragem.

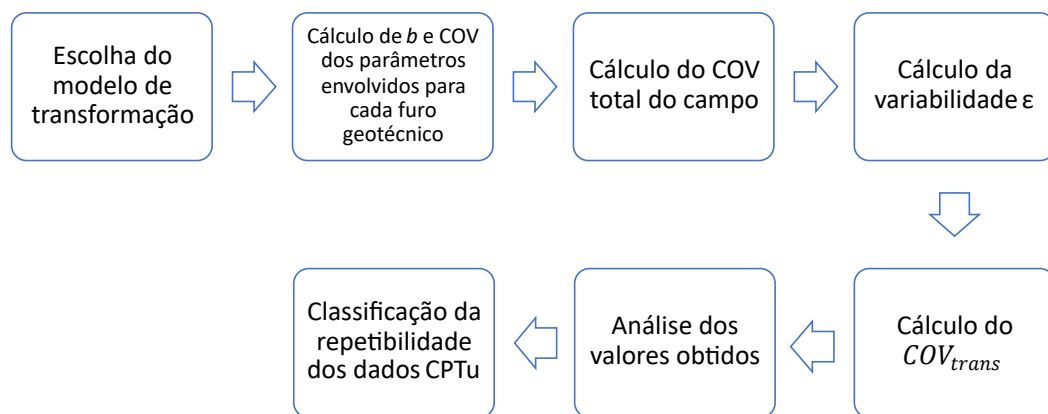
Assim, o número total de pontos  $n$  volume de solo analisado deve exceder 2  $m$ , ou, equivalentemente,  $I_1 > 2I_2$ . Nesse contexto, Phoon et al. (2003) comenta que o número de dados  $k$  em uma escala de flutuação varia entre 5 e 50. O valor de  $I_1$  também é definido entre 5 e 50. Portanto,  $n$  pode variar entre 25 e 2500 (Eq. 3.15). O comprimento normalizado do

segmento é escolhido como  $I_2 = 1$  (para  $k \geq 10$ ) e  $I_2 = 2$  (para  $5 \leq k < 10$ ) para garantir que  $m > 10$ .

### 3.3.3 Estatísticas do Teste de Bartlett Modificado

De acordo com a norma API RP 2GEO (API, 2011), as propriedades do solo coesivo utilizadas no cálculo da capacidade de carga são a resistência ao cisalhamento não drenado  $S_u$  e o peso específico submerso  $\gamma$ , sendo  $S_u$  o parâmetro de projeto a ser caracterizado estatisticamente neste trabalho. Por isso, é necessário um modelo de transformação para relacionar a medição do teste a essa propriedade de projeto. A quantificação das incertezas voltadas ao modelo de transformação será realizada seguindo o fluxograma da Figura 3.2.

Figura 3.2 – Metodologia do processo de avaliação da incerteza do modelo de transformação.



Fonte: Autora (2022).

Primeiramente, deve-se escolher o modelo de transformação. Nesse caso, será utilizado o modelo descrito pela Equação 3.5, pois os dados fornecidos não são suficientes para análise pelas Equações 3.6 e 3.7. Logo, os parâmetros analisados serão  $q_T$  e  $\sigma_{v0}$ . Vale salientar que o fator de cone  $N_{kt}$  é considerado um parâmetro determinístico e, portanto, não participa do cálculo de incertezas. Deve-se calcular os valores estatísticos da média e o desvio padrão de cada um dos parâmetros para cada furo geotécnico analisado.

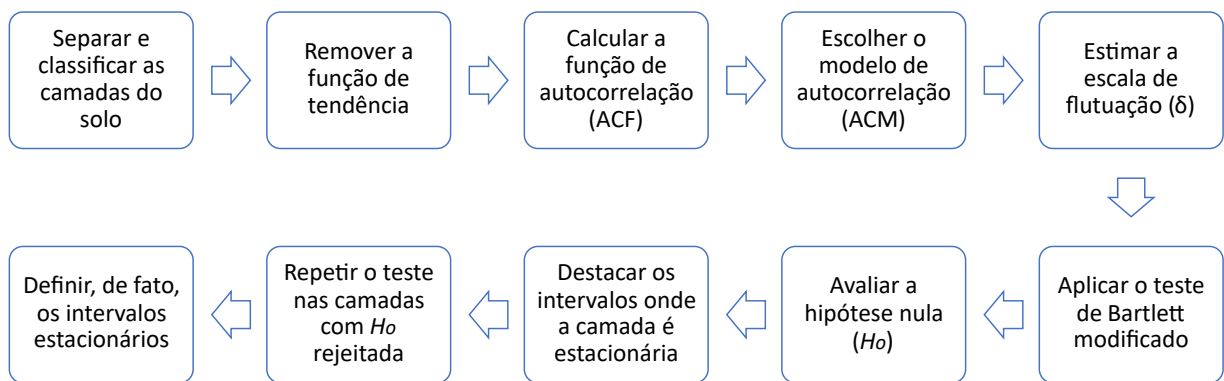
A análise estatística é realizada da seguinte forma: para cada furo geotécnico CPTu, o fator de viés  $b$  e o COV devem ser calculados seguindo as Equações 3.3 e 3.1, respectivamente. Depois disso, o COV também é calculado para a combinação dos furos CPTu (COV total), ou seja, para o local de teste como um todo, considerando todos os dados do campo como uma única amostra. Ao final, a Equação 3.4 é utilizada para garantir a confiabilidade dos resultados.

A incerteza de dados relacionada à Equação 3.5 surge de vários fatores. Neste trabalho, são consideradas apenas a variabilidade inerente e a incerteza de medição, pois o objetivo é avaliar a incerteza dos próprios modelos de transformação. A incerteza inerente e a incerteza de medição serão subtraídas da para obter a incerteza de transformação real, seguindo a Eq. 3.8.

O próximo passo é analisar os valores obtidos de  $b$ , COV total e  $COV_{trans}$ . Caso os valores da incerteza associada sejam muito pequenos, isso mostra que a execução do teste, por mais difícil que seja, foi bem realizada e que a aplicação dos modelos de transformação fornecem resultados confiáveis. Com isso, pode-se prosseguir a análise estatística, dada a existência de uma quantidade aceitável de dados de boa qualidade.

Para delimitar as camadas do solo com estacionariedade fraca, a análise estatística é realizada seguindo o fluxograma da Figura 3.3.

Figura 3.3 – Metodologia do processo de delimitação das camadas do solo com estacionariedade fraca.



Fonte: Autora (2022).

1. O furo geotécnico é subdividido em camadas de acordo com a metodologia de Jefferies e Davies descrita na Seção 2.2;
2. A função de tendência é removida de cada seção usando regressão linear;
3. Um modelo teórico adequado é ajustado à função de autocorrelação calculada pelo Método dos Momentos, técnica descrita na Seção 3.3;
4. Estima-se a escala de flutuação a partir da função de autocorrelação, descrita na Subseção 3.3.1;
5. Por fim, o perfil estatístico de Bartlett é realizado nos resíduos da resistência da ponta do cone ( $q_T$ ) do furo geotécnico seguindo a metodologia descrita na Subseção 3.3.2.

Obtido o perfil estatístico de Bartlett, seu valor de pico ( $B_{max}$ ) pode ser identificado. Os valores críticos  $B_{max}$  apresentados por Phoon et al. (2003) estão limitados àqueles correspondentes a um nível de significância de 5%, que é o nível habitual usado na maioria dos testes de hipóteses. Isso ocorre pois distribuições de probabilidade de  $B_{max}$  para diferentes valores dos fatores adimensionais são complexas e não podem ser convenientemente parametrizadas usando funções de distribuição de probabilidade para uso prático.



Como os dados geotécnicos podem seguir diferentes modelos de correlação, o critério de rejeição dependerá do ACM utilizado. Phoon et al. (2003) desenvolveu um critério de rejeição para cada modelo de autocorrelação a fim de aumentar a confiabilidade do teste. Esses critérios estão resumidos na Tabela 3.2.

Tabela 3.2 – Relação entre ACMs e critérios de rejeição no Teste de Bartlett.

Modelo de Autocorrelação	Critério de Rejeição
Exponencial simples	$(0.23k + 0.71)ln(I1) + 0.91k + 0.23$
Cosseno exponencial	$(0.28k + 0.43)ln(I1) + 1.29k - 0.40$
Markov de 2ª ordem	$(0.42k - 0.07)ln(I1) + 2.04k - 3.32$
Squared-exponential	$(0.73k - 0.98)ln(I1) + 2.35k - 2.45$

Fonte: Adaptado de Phoon et al. (2003).

Vale salientar que a estatística de teste correspondente a esses critérios de rejeição é o valor de pico do perfil estatístico de Bartlett,  $B_{max}$ . Logo, a hipótese nula de estacionariedade é rejeitada a um nível de significância de 5% se  $B_{max}$  for maior que  $B_{crit}$ .

Realizado o Teste de Bartlett, serão encontradas as camadas estacionárias e suas respectivas escalas de flutuação ( $\delta$ ). A posse de tal estatística permitirá, por fim, a caracterização estatística de cada camada do solo por meio de testes de aderência.

## 3.4 Caracterização Estatística

Prosseguindo com exploração dos parâmetros do solo, pode-se, agora, realizar um estudo da aderência dos parâmetros para funções de distribuição.

Um experimento cujo resultado é o mesmo em todos os casos onde ele é executado é chamado determinístico. Quando o resultado não é o mesmo, ele é chamado aleatório. Um experimento determinístico é matematicamente descrito por uma função. Um experimento aleatório é descrito a partir da definição de variáveis aleatórias.

### 3.4.1 Variáveis Aleatórias

Larson e Farber (2015) definem uma variável aleatória (VA)  $X$  como uma representação numérica associada aos resultados de um experimento, seja ela discreta ou contínua. De outra forma, Cunha e Carvajal (2009) comentam que uma VA consiste em uma função que relaciona um número aos elementos de um dado espaço amostral, que é o conjunto de todos os resultados possíveis de uma VA.

Nesse contexto, define-se probabilidade  $P(X)$  de uma VA como a razão entre a frequência de um determinado resultado acontecer pelo seu espaço amostral. A probabilidade um evento ocorrer deve estar entre 0 (impossibilidade de ocorrência) e 1 (resultado determinís-

tico). Para VA contínuas, o somatório de todas as probabilidades resulta no conjunto de todas as possibilidades, ou seja

$$\int_{-\infty}^{\infty} P(X)dX = 1. \quad (3.17)$$

Dependendo do experimento, as probabilidades de ocorrência de determinados resultados são maiores que as de outros casos. Esse tipo de informação, nesse caso, a frequência de ocorrência de certos intervalos de resultados de um espaço amostral, pode ser visualizada em um histograma.

Assim, pode-se definir matematicamente a Função Densidade de Probabilidade (*Probability Density Function* - PDF) como uma função que indica a probabilidade  $P(x)$  da ocorrência de certo evento  $X$

$$P\left(x - \frac{dx}{2} \leq X \leq x + \frac{dx}{2}\right) = f_X(x)dx \quad (3.18)$$

para um caso pontual. A probabilidade de um intervalo  $[a; b]$  de eventos ocorrer é, então, definida como

$$P(a \leq X \leq b) = \int_a^b f_X(x)dx. \quad (3.19)$$

É importante ressaltar que a área abaixo de uma PDF é unitária, pois abrange todo o espaço das possibilidades e sua função, intuitivamente, não pode ser negativa. Em adição, define-se a Função Cumulativa de Probabilidades (CDF)  $F_X(x)$  como o somatório de todas as probabilidades de um evento menor que  $a$  ocorrer

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^a f_X(x)dx. \quad (3.20)$$

Por extensão

$$\int_{-\infty}^{\infty} f_X(x)dx = 1, \quad (3.21)$$

$$\frac{dF_X(x)}{dx} = f_X(x).$$

A PDF descreve todos os valores de probabilidades possíveis que uma VA pode assumir dentro de um determinado intervalo. Assim, para uma PDF ser capaz de representar a distribuição de probabilidades há necessidade de se definir uma série de fatores.

### 3.4.2 Modelos de Distribuição de Probabilidade

Dentre os parâmetros necessários, citam-se a média da distribuição, o desvio padrão, a assimetria e a curtose (esses dois últimos também são chamados de Momentos de Terceira e Quarta Ordem). Tal qual um conjunto de dados pode ser representada por uma função interpolada ou ajustada, um histograma pode ser adequado a uma PDF.

Para tanto, existem diversas PDFs que servem para caracterizar os principais tipos de experimentos. Mencionam-se a PDF Normal, de Logística e de Gumbell. Em outro aspecto, a verificação da melhor PDF que se adeque ao histograma é chamado de teste de aderência.

#### 3.4.2.1 Distribuição Normal

A distribuição normal ou Gaussiana é uma PDF simétrica em relação à média, a ser usada quando os dados mais próximos à média apresentam maior probabilidade de ocorrência e, por outro lado, quanto mais distante da média, menos provável do resultado acontecer.

Na forma de gráfico, a distribuição normal aparecerá como uma curva de sino. As caudas são assintóticas, o que significa que elas se aproximam, mas nunca encontram o eixo horizontal. Uma VA contínua  $X$  tem distribuição normal se sua função densidade de probabilidade for dada por

$$f(X) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \quad (3.22)$$

#### 3.4.2.2 Distribuição Logística

Essa distribuição é indicada para variáveis que tenham distribuições simétricas, porém com caudas mais pesadas do que a distribuição normal. Uma VA contínua  $X$  tem distribuição logística se sua função densidade de probabilidade for dada por

$$f(X) = \frac{1}{1 + e^{-x}} \quad (3.23)$$

#### 3.4.2.3 Distribuição de Gumbel

A distribuição Gumbel é um caso particular da distribuição de valores extremos e pode ser obtida por meio do logaritmo natural de uma variável aleatória com distribuição Weibull positiva.

Uma VA contínua  $X$  tem distribuição de Gumbel se sua função densidade de probabilidade for dada por

$$f(X) = 1 - e^{-e^{-y}} \quad (3.24)$$

onde  $y$  é a variável reduzida da distribuição de Gumbel.

Apresentadas as distribuições, o tamanho das amostras utilizadas serão intervalos das profundidades das camadas com estacionariedade de segunda ordem confirmada. Para isso, deve-se, primeiro, plotar os histogramas dos parâmetros de solo analisados e, em seguida, aplicar testes de aderência para finalizar a caracterização estatística da variabilidade dos parâmetros geotécnicos.

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Os casos de teste avaliados pertencem a dois campos com características distintas: enquanto o campo A é conhecido por um solo homogêneo, o campo B possui um solo de característica muito heterogênea. Os dados utilizados são reais e estão completamente descaracterizados devido à política de privacidade da empresa. A Tabela 4.1 resume as características iniciais de cada campo.

Tabela 4.1 – Dados iniciais dos campos utilizados.

Campo	Localização	Furos	Profundidade média dos furos (m)
A	Rio de Janeiro (RJ)	8	41,5
B	Rio de Janeiro (RJ)	6	31,5

Fonte: Autora (2022).

### 4.1 Avaliação dos Dados Medidos no Ensaio CPTu

Para melhor entender as particularidades de cada campo, realiza-se uma análise das incertezas a partir dos dados advindos do ensaio CPTu. O presente estudo considera os parâmetros utilizados no cálculo da resistência ao cisalhamento não drenado  $S_u$ : a resistência da ponta do cone  $q_T$  e a tensão vertical total  $\sigma_{v0}$ , conforme explicitado na Equação 3.5. Os dados referentes ao fator de cone  $N_{kt}$  não foram inseridos na análise por se tratarem de valores determinísticos.

#### 4.1.1 Resistência da Ponta do Cone

Para a análise, foram selecionados os três furos mais representativos de cada campo, ou seja, os furos com maiores taxas de ausência de dados não foram levados em consideração, visando que a avaliação fosse a mais conforme possível. Os resultados para a resistência da ponta do cone  $q_T$  são exibidos na Tabela 4.2 e ilustrados graficamente na Figura 4.1.

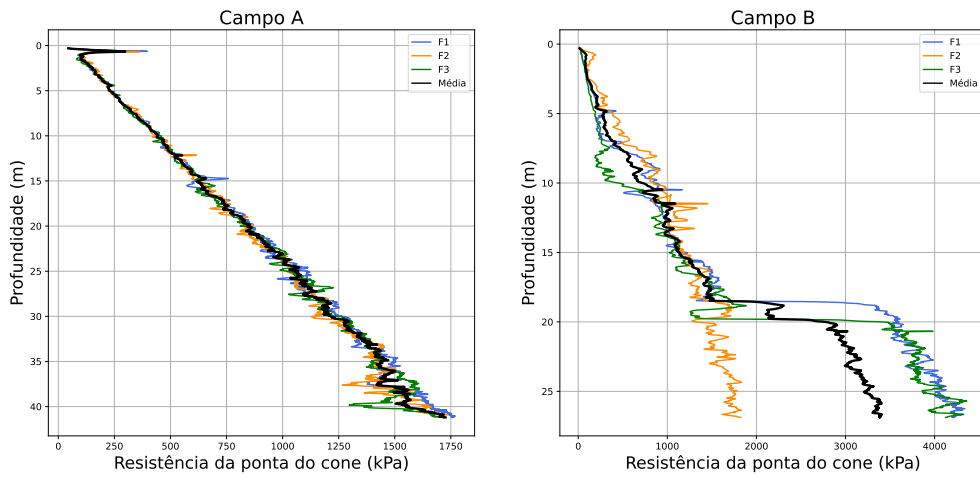
Analisando a Tabela 4.2, os resultados do Campo A demonstram uma boa repetibilidade dos dados CPTu e um baixo nível de incerteza associado, dado o fator de viés  $b$  de 0.999 e um COV de 0.064. Os resultados confirmam o histórico de homogeneidade do campo. Um fator de viés mais próximo de 1 indica que os valores medidos estão próximos à média do campo, mostrando uma boa repetibilidade dos dados. Por outro lado, o Campo B demonstra um alto valor para o COV, aproximadamente 5 vezes maior do que o Campo A. Apesar de possuir um valor de  $b$  próximo a 1, o coeficiente de variação é alto. Isso acontece pois o fator de viés considera a média do campo como um todo, enquanto o COV realiza uma análise individual de cada furo. Logo, apesar de possuir uma boa repetibilidade geral, os dados dos furos demonstram

Tabela 4.2 – Número de dados  $n$ , fator de viés  $b$  e COV da resistência de ponta do cone calculados para cada campo.

Resistência da ponta do cone $q_T$							
Campo A				Campo B			
Furo	$n$	$b$	COV	Furo	$n$	$b$	COV
F1	334	1,007	0,034	F1	400	0,947	0,204
F2	334	1,009	0,041	F2	400	1,418	0,094
F3	334	0,982	0,036	F3	400	0,682	0,220
Total	1002	0,999	0,064	Total	1200	1,016	0,315

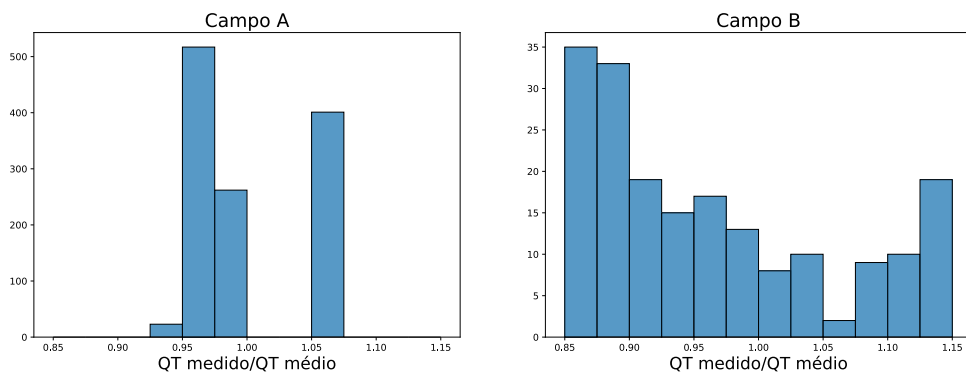
Fonte: Autora (2022).

Figura 4.1 – Valores da resistência de ponta do cone medida  $q_T$  para cada furo de ambos os campos.



Fonte: Autora (2022).

Figura 4.2 – Histograma do fator de viés  $b$  para ambos os campos.



Fonte: Autora (2022).

uma alta variação quando analisados individualmente. Os resultados divergentes podem ser explicados por muitos fatores. Um deles é a falha técnica ou erro humano, que pode causar grandes picos no resultados, gerando valores espúrios. Outra explicação plausível diz respeito ao histórico de heterogeneidade do campo, confirmando que os valores de suas propriedades

variam consideravelmente ao longo da profundidade.

A Figura 4.1 reforça visualmente que enquanto os valores de  $q_T$  se mantêm afastados da média no Campo B, ficam muito próximos ao valor médio no Campo A, justificando que  $COV_A < COV_B$ . Os histogramas exibidos na Figura 4.2 mostram a distribuição dos dados referentes à divisão dos valores medidos pelo valor médio. Enquanto o Campo A concentra seus dados entre 0,95 e 1,05 m, o Campo B amontoa a maior parte dos dados nos extremos do histograma, justificando uma maior conformidade dos dados no Campo A.

### 4.1.2 Tensão Vertical Total

O valor da tensão vertical total  $\sigma_{v0}$  também possui incertezas atreladas, ainda que baixas. A explicação para esse fato é que seu cálculo depende do peso unitário do solo que não é necessariamente conhecido com precisão. Por não se tratar de parâmetro extraído diretamente do ensaio CPTu, esse estudo não considerará as incertezas advindas da tensão  $\sigma_{v0}$ . Ainda assim, as estatísticas foram calculadas para analisar o nível de incerteza atrelado ao parâmetro. Os resultados estão dispostos na Tabela 4.3.

Tabela 4.3 – Número de dados  $n$ , fator de viés  $b$  e COV da tensão vertical total calculados para cada campo.

Tensão vertical total $\sigma_{v0}$							
Campo A				Campo B			
Furo	$n$	$b$	COV	Furo	$n$	$b$	COV
F1	334	1,060	0,001	F1	400	0,999	0,014
F2	334	0,978	0,004	F2	400	1,054	0,012
F3	334	0,961	0,005	F3	400	0,947	0,011
Total	1002	1,000	0,007	Total	1200	1,000	0,022

Fonte: Autora (2022).

Os resultados confirmam o nível de incertezas previsto, que é muito baixo. Mesmo considerando o Campo B, que é naturalmente heterogêneo, o valor do COV se manteve abaixo de 3%, demonstrando uma baixa incerteza atrelada aos dados da tensão admitida nos cálculos.

### 4.1.3 Resistência ao Cisalhamento Não Drenado

A medição direta de um ensaio geotécnico não é diretamente aplicável à variáveis de projeto. Nesse sentido, um modelo de transformação de variáveis é necessário para relacionar as variáveis de campo a valores de projeto adequados. Um exemplo é o modelo de transformação que relaciona a resistência ao cisalhamento não drenado  $S_u$  à resistência de ponta  $q_T$ , tensão vertical efetiva  $\sigma_{v0}$  e fator de cone  $N_{KT}$

$$S_u = \frac{q_T - \sigma_{v0}}{N_{KT}}. \quad (4.1)$$

Dessa forma, além das incertezas já contabilizadas nas propriedades primárias  $q_T$  e  $\sigma_{v0}$ , deve-se considerar a incerteza do modelo de transformação associado. Para isso, calculam-se as estatísticas atreladas à resistência  $S_u$  e subtrair o valor encontrado para  $q_T$ , conforme a Equação 4.2

$$COV_X^2 = COV_{esp}^2 + COV_{err}^2 + COV_{trans}^2 \tag{4.2}$$

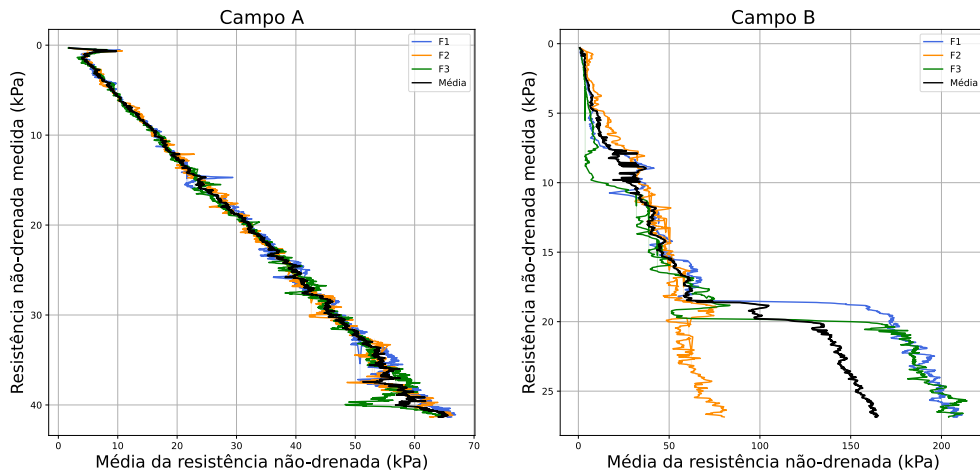
As estatísticas encontradas para  $S_u$  estão dispostas na Tabela 4.4 e na Figura 4.3.

Tabela 4.4 – Número de dados  $n$ , fator de viés  $b$  e COV da resistência ao cisalhamento não drenado calculados para cada campo.

Resistência ao cisalhamento não drenado $S_u$							
Campo A				Campo B			
Furo	$n$	$b$	COV	Furo	$n$	$b$	COV
F1	334	1,015	0,041	F1	400	0,847	0,204
F2	334	1,003	0,058	F2	400	1,496	0,118
F3	334	0,982	0,048	F3	400	0,657	0,229
Total	1002	1,000	0,046	Total	1200	1,000	0,396

Fonte: Autora (2022).

Figura 4.3 – Comparação entre o valor medido e o valor médio de  $S_u$  calculado utilizando o modelo de correlação  $Q_{net}$ .



Fonte: Autora (2022).

Como esperado, os resultados para  $S_u$  se assemelham com os encontrados para  $q_T$ . O COV correspondente à resistência ao cisalhamento não drenado, porém, é superior ao encontrado para a resistência da ponta do cone. Isso se explica pelo modelo de transformação utilizado para estimar o parâmetro secundário  $S_u$ . A incerteza atrelada ao modelo de transformação utilizado é quantificada seguindo a Equação 4.2. Os resultados são exibidos na Tabela 4.5.

Nota-se que o valor da incerteza encontrado para os modelos de transformação é significativo, principalmente no Campo B. Percebe-se, deste modo, que as estatísticas encontradas



Tabela 4.5 – Incertezas atreladas ao modelo de transformação calculadas para cada campo.

Incetezas	Campo A	Campo B
$COV_{spat} + COV_{err} + COV_{trans}$	0.062	0.396
$COV_{spat} + COV_{err}$	0.060	0.315
$COV_{trans}$	0.015	0.241

Fonte: Autora (2022).

muito acrescentam à tomada de decisão e por isso serão levadas em conta nos cálculos subsequentes. Seguindo o fluxograma, o próximo passo é destacar trechos estacionários das camadas do solo considerando as incertezas exibidas neste capítulo.

## 4.2 Análise da Estacionariedade dos Dados

Para a análise da estacionariedade dos dados, foram escolhidos dois furos com distintas características, um pertencente ao Campo A e o outro ao Campo B. A Tabela 4.6 resume os dados iniciais.

Tabela 4.6 – Dados iniciais dos furos utilizados.

Furo	Campo	Profundidade do furo (m)
F1	A	41,57
F2	B	26,52

Fonte: Autora (2022).

Do ponto de vista matemático, a estacionariedade de certa camada do solo será confirmada se a média dos dados for constante e a autocorrelação for apenas uma função da distância entre os pontos observados. A primeira condição é garantida pela remoção da função de tendência. A segunda condição, porém, é garantida se a variância dos dados permanecer constante ao longo da profundidade. Para confirmar a segunda condição, será utilizado Teste de Bartlett modificado. Os parâmetros de entrada desse teste são: o tamanho da camada; a escala de flutuação  $\delta$  e o modelo de autocorrelação (ACM) a ser utilizado. O primeiro parâmetro é encontrado através da subdivisão de camadas através de métodos de classificação do solo. De outro modo, tanto o segundo quanto o terceiro parâmetro são encontrados através de deduções a partir da função de autocorrelação da camada.

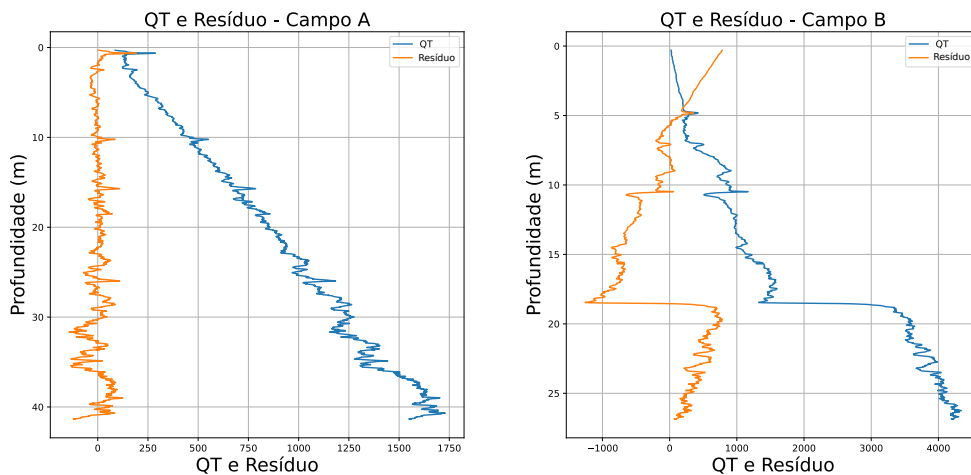
### 4.2.1 Remoção da Função de Tendência

Sabe-se que o valor real de uma propriedade geotécnica  $\xi(z)$  pode ser decomposto em uma função de tendência  $t(z)$  e em um componente de flutuação  $w(z)$ , representando a variabilidade inerente do solo

$$\xi(z) = t(z) + w(z) \tag{4.3}$$

Para garantir que a média dos dados seja constante, foram removidas as funções de tendência do parâmetro de resistência de ponta do cone  $q_T$  para ambos os furos estudados utilizando o método de regressão linear. A Figura 4.4 mostra a relação entre o parâmetro e seu respectivo resíduo.

Figura 4.4 – Remoção da função de tendência de  $q_T$  para ambos os campos.



Fonte: Autora (2022).

Deste modo, a média dos resíduos é igual a 0 e, portanto, constante. Assim, a primeira condição da estacionariedade é garantida para ambos os furos. O próximo passo é garantir que a variância seja constante, aplicando o Teste de Bartlett modificado, que necessita da escala de flutuação  $\delta$ , do modelo de autocorrelação e da delimitação das camadas como dados de entrada. Para calcular esses parâmetros, é realizada uma sequência de processos, iniciando pela subdivisão das camadas.

### 4.2.2 Subdivisão de Camadas

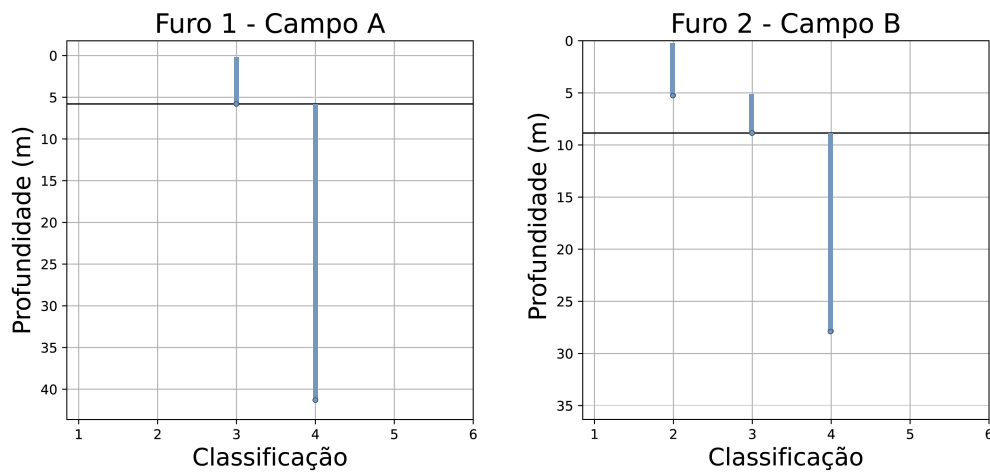
As camadas foram subdivididas seguindo a metodologia de Jefferies e Davies (1993), conforme citado na Seção 2.2. Os resultados estão expostos na Figura 4.5 e na Tabela 4.7.

Tabela 4.7 – Classificação das camadas de ambos os campos.

Furo	Camadas	Zona	Profundidade (m)	Classificação do solo
F1	2	3	0.3 - 5.8	Misturas de siltes
		4	5.8 - 41.57	Misturas de areias
F2	3	2	0.3 - 5.2	Argilas
		3	5.2 - 7.52	Misturas de siltes
		4	7.2 - 26.52	Misturas de areias

Fonte: Autora (2022).

Figura 4.5 – Classificação das camadas de ambos os campos utilizando o método de Jefferies e Davies (1993).



Fonte: Autora (2022).

Analisando os resultados obtidos, nota-se que o Furo 1, pertencente ao Campo A, possui, em teoria, duas camadas: uma de 5,5 m e outra de 35,77 m. Segundo Robertson (1990), camadas pertencentes a uma única zona e com mais de 25 m de profundidade são características de solos homogêneos. Já o Furo 2, pertencente ao Campo B, possui 3 camadas: a primeira possui 4,9 m; a segunda 2,5 m e a terceira 19,32 m.

Em posse da delimitação de cada camada, pode-se prosseguir com o estudo realizando o cálculo da ACF para determinar o valor da escala de flutuação e o ACM que melhor se ajusta ao conjunto de dados.

### 4.2.3 Função e Modelos de Autocorrelação

A escala de flutuação  $\delta$  é um indicador conciso da extensão espacial de domínios fortemente correlacionados. Para determiná-la, uma abordagem simples mas robusta consiste em estimar a função de autocorrelação da amostra (ACF) usando o Método dos Momentos, ajustar um modelo de autocorrelação plausível (ACM) e calcular a escala.

Para cada camada, foram testados 3 ACMs: Exponencial simples, cosseno exponencial e Markov de 2ª ordem, dispostos na Tabela 3.1. O critério de escolha do modelo foi determinado pelo coeficiente de correlação  $R^2$ . O ACM escolhido foi aquele com maior valor de  $R^2$ , garantindo o melhor ajuste. A Tabela 4.8 exhibe os resultados encontrados para cada modelo. Em seguida, seguindo o critério recém-explicado, a Tabela 4.9 ilustra os ACMs escolhidos e suas respectivas escalas de flutuação.

Em posse da delimitação de cada camada, do valor da escala de flutuação  $\delta$  e o ACM que melhor se ajusta ao conjunto de dados, pode-se prosseguir com o estudo aplicando o Teste de

Tabela 4.8 – Valor do coeficiente de correlação e da escala de flutuação para cada ACM ajustado.

Furo 1 - Campo A				Furo 2 - Campo B			
Camada	ACM	$R^2$	$\delta(m)$	Camada	ACM	$R^2$	$\delta(m)$
I	Exponencial simples	0.951	0.480	I	Exponencial simples	0.940	0.879
	Cosseno exponencial	0.940	0.520		Cosseno exponencial	0.973	0.789
	Markov de 2ª ordem	0.921	0.535		Markov de 2ª ordem	0.990	1.000
II	Exponencial simples	0.989	0.788	II	Exponencial simples	0.856	0.800
	Cosseno exponencial	0.974	0.801		Cosseno exponencial	0.728	0.565
	Markov de 2ª ordem	0.922	0.815		Markov de 2ª ordem	0.614	0.693
-				III	Exponencial simples	0.834	1.000
					Cosseno exponencial	0.686	0.736
					Markov de 2ª ordem	0.478	0.922

Fonte: Autora (2022).

Tabela 4.9 – Valor do coeficiente de correlação e da escala de flutuação para os ACMs escolhidos.

Furo 1 - Campo A				Furo 2 - Campo B			
Camada	ACM	$R^2$	$\delta(m)$	Camada	ACM	$R^2$	$\delta(m)$
I	Exponencial simples	0.951	0.480	I	Markov de 2ª ordem	0.990	1.000
II	Exponencial simples	0.989	0.788	II	Exponencial simples	0.856	0.800
-	-	-	-	III	Exponencial simples	0.834	1.000

Fonte: Autora (2022).

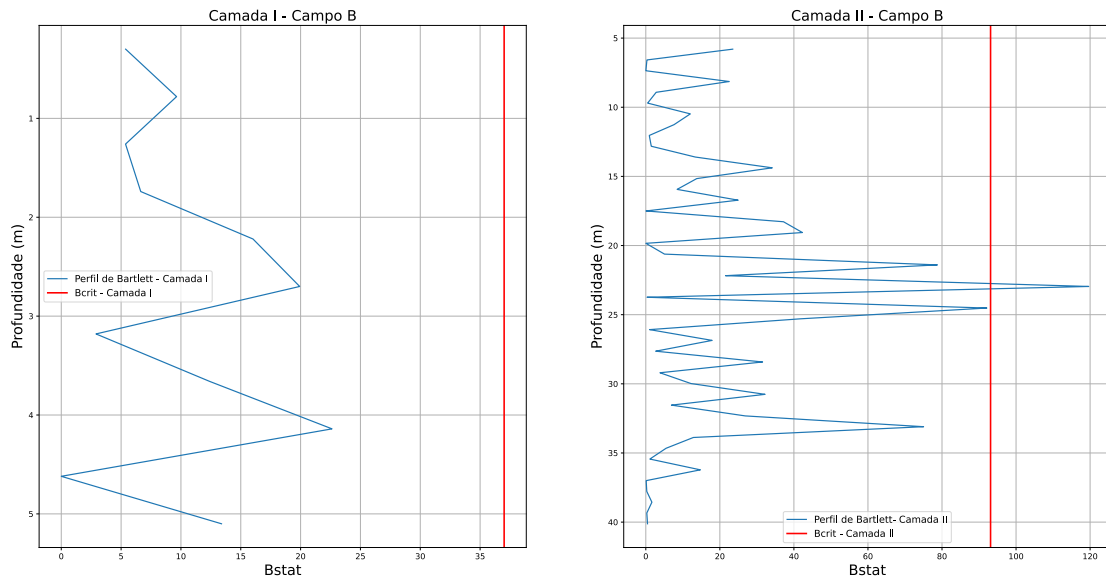
Bartlett modificado.

#### 4.2.4 Teste de Bartlett Modificado

O Teste de Bartlett modificado realiza um teste de hipóteses onde a confirmação da hipótese nula  $H_0$  garante a estacionariedade da variância para um perfil de solo correlacionado com 5% de significância. Entretanto, caso  $H_0$  seja rejeitada, é possível fracionar a camada em duas subcamadas no ponto referente a  $B_{max}$  e realizar novamente o teste. Essa subdivisão, porém, só pode ser realizada enquanto  $I_1 > 5$ , ou seja, se tamanho da camada estudada for 5 vezes maior que a escala de flutuação. As Figuras 4.6 e 4.7 mostram os perfis estatísticos de Bartlett encontrados para o Furo 1.

Inicialmente, analisando a Figura 4.6, percebe-se que o perfil da Camada I possui o valor de  $B_{max} < B_{crit}$ , aceitando a  $H_0$  da estacionariedade da variância no intervalo. Na Camada II, entretanto,  $B_{max} > B_{crit}$ , rejeitando a  $H_0$  na profundidade de 22.96 m. Observando os valores das estatísticas de Bartlett na Tabela 4.10, nota-se que  $I_1 = 45$ . Logo, como  $I_1 > 5$ , pode-se subdividir a Camada II justamente na profundidade correspondente ao valor de  $B_{max}$ . A Figura 4.7 mostra o resultado dessa subdivisão. Para ambas as subcamadas,  $B_{max} < B_{crit}$ , logo, a hipótese nula é aceita. Conclui-se, dessa forma, que o Furo 1 possui 3 intervalos estacionários:

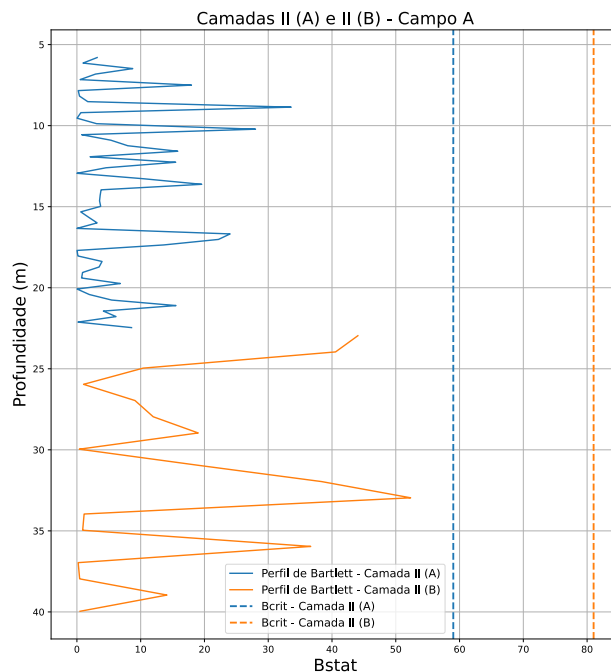
Figura 4.6 – Perfil estatístico de Bartlett das Camadas I e II do Furo 1 - Campo A.



Fonte: Autora (2022).

0.3 a 5.8 m considerando uma escala de flutuação  $\delta = 0.480m$ ; 5.8 a 22.96 m com  $\delta = 0.360$  e 22.96 a 41.57 m com  $\delta = 1m$ . As Figuras 4.8 e 4.9 mostram os perfis estatísticos de Bartlett encontrados para o Furo 2.

Figura 4.7 – Perfil estatístico de Bartlett das Subcamadas II (A) e II(B) do Furo 1 - Campo A.



Fonte: Autora (2022).

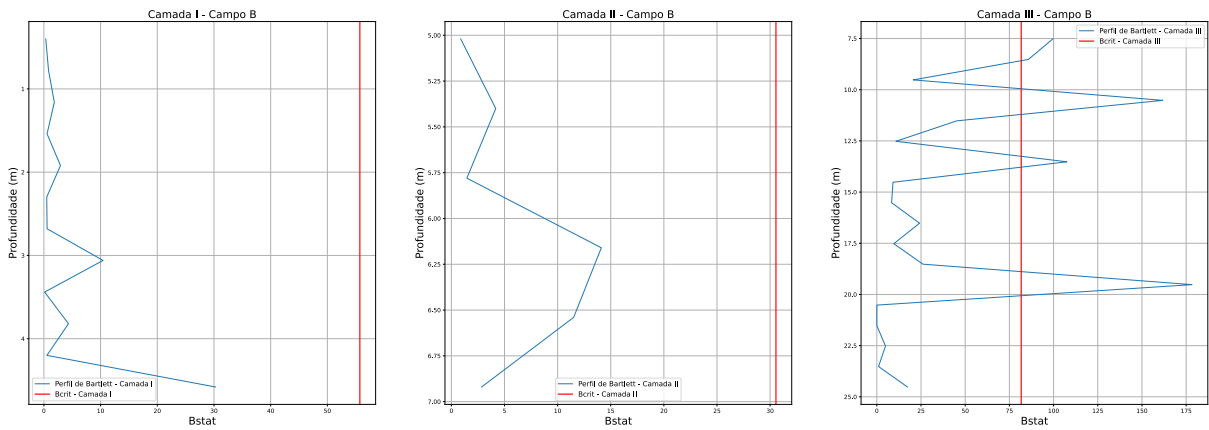
Observando a Figura 4.8, percebe-se que os perfis das Camada I e II possuem o valor de  $B_{max} < B_{crit}$ , aceitando a  $H_0$  da estacionariedade da variância nos intervalos. Na Camada III, entretanto,  $B_{max} > B_{crit}$ , rejeitando a  $H_0$  na profundidade de 19.52 m. Observando os valores das estatísticas de Bartlett na Tabela 4.11, nota-se que  $I_1 = 19$ . Logo, como  $I_1 > 5$ ,

Tabela 4.10 – Resultados das estatísticas de Bartlett para o Furo 1.

Furo 1 - Campo A										
Camada	Prof. (m)	$R(\tau)$	$R^2$	$\delta(m)$	$k$	$I_1$	$I_2$	$B_{max}$	$B_{crit}$	$H_0$
I	0.3 - 5.8	Exponencial simples	0.951	0.480	24	11	1	22.62	37.00	Aceita
II	5.8 - 41.57	Cosseno exponencial	0.989	0.788	39	45	1	119.63	93.11	Rejeitada
II (A)	5.8 - 22.96	Markov de 2ª ordem	0.999	0.360	17	50	1	33.59	59.02	Aceita
II (B)	22.96 - 41.57	Exponencial simples	0.974	1.000	50	18	1	52.33	81.02	Aceita

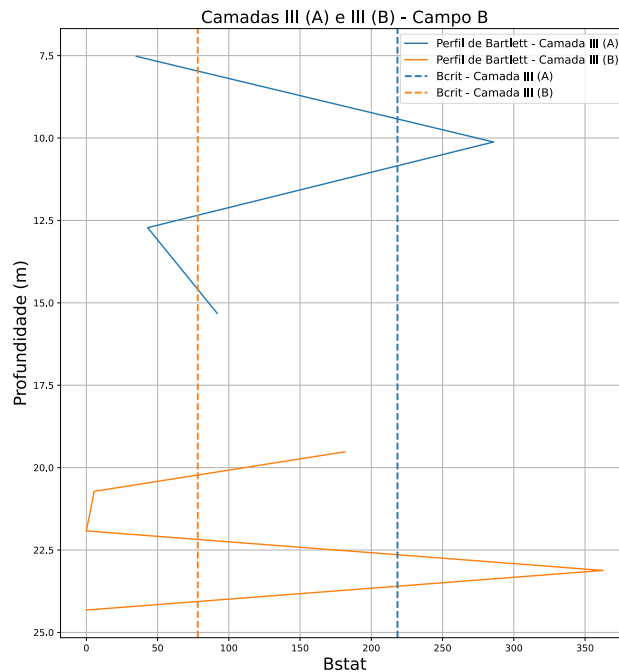
Fonte: Autora (2022).

Figura 4.8 – Perfil estatístico de Bartlett das Camadas I, II e III do Furo 2 - Campo B.



Fonte: Autora (2022).

Figura 4.9 – Perfil estatístico de Bartlett das Subcamadas III (A) e III(B) do Furo 2 - Campo B.



Fonte: Autora (2022).

pode-se subdividir a Camada III justamente na profundidade correspondente ao valor de  $B_{max}$ . A Figura 4.9 mostra o resultado dessa subdivisão. Para ambas as subcamadas,  $B_{max} > B_{crit}$ , logo, a hipótese nula é, novamente, rejeitada. A Tabela 4.11 mostra que os valores de  $I_1$  são

menores do que 5 para as subcamadas III (A) e III (B). Deste modo, a subdivisão não pode ser realizada. Conclui-se, dessa forma, que o Furo 2 possui 2 intervalos estacionários: 0.3 a 5.2 m considerando uma escala de flutuação  $\delta = 1.0m$  e de 5.2 a 7.52 m com  $\delta = 0.80$ . O intervalo de 7.52 a 26.52 m, segundo o teste de Bartlett modificado, sob um nível de significância de 5%, não possui intervalos onde a estacionariedade da variância possa ser confirmada.

Tabela 4.11 – Resultados das estatísticas de Bartlett para o Furo 2.

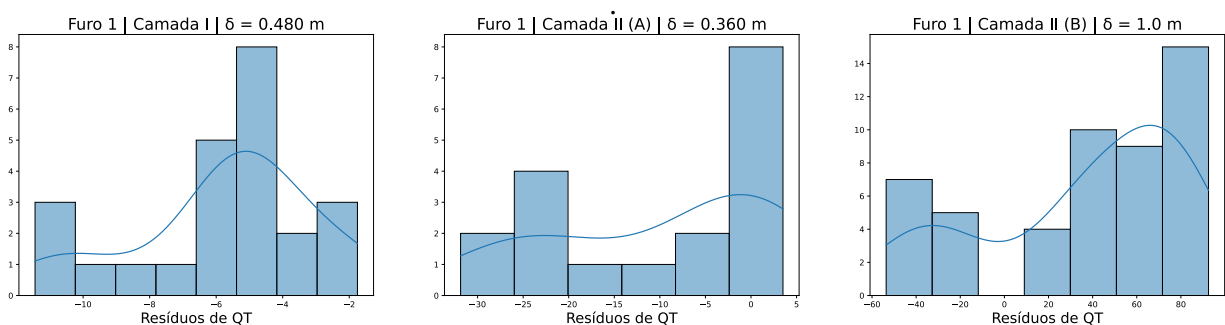
Furo 2 - Campo B										
Camada	Prof. (m)	$R(\tau)$	$R^2$	$\delta$ (m)	$k$	$I_1$	$I_2$	$B_{max}$	$B_{crit}$	$H_0$
I	0.3 - 5.2	Markov de 2ª ordem	0.990	1.000	50	5	1	30.00	55.00	Aceita
II	5.2 - 7.52	Exponencial simples	0.856	0.800	40	2	1	14.11	30.55	Aceita
III	7.52 - 26.52	Exponencial simples	0.834	1.000	50	19	1	178.33	81.68	Rejeitada
III (A)	7.52 - 19.52	Cosseno exponencial	0.981	2.400	130	4	1	285.76	218.35	Rejeitada
III (B)	19.52 - 26.52	Exponencial simples	0.870	1.400	60	4	1	364.85	78.18	Rejeitada

Fonte: Autora (2022).

### 4.3 Caracterização Estatística das Camadas Estacionárias

Definidas as delimitações das camadas estacionárias, ou seja, perfis de solo com média e variância de  $q_T$  constantes ao longo da profundidade, pode-se realizar a caracterização estatística desses perfis. Cada camada foi testada para três diferentes tipos de distribuição estatísticas: normal, logística e Gumbel. Cada histograma possui  $k$  dados, ou seja, a quantidade de dados correspondente ao valor da escala de flutuação  $\delta$ . As Figuras 4.10 e 4.11 resumem os resultados encontrados.

Figura 4.10 – Caracterização estatística das camadas estacionárias do Furo 1



Fonte: Autora (2022).

A Figura 4.10 mostra as caracterizações estatísticas das camadas estacionárias do Furo 1. A caracterização da Camada I considera o intervalo de 5.02 a 5.80 m, Camada II de 22.60 a 22.96 m e a Camada III de 40.57 a 41.57 m. Contabilizam, respectivamente, 24, 17 e 50 dados. Os resultados das distribuições testadas estão expostos na Tabela 4.12.

A Figura 4.11 mostra as caracterizações estatísticas das camadas estacionárias do Furo 2. A caracterização da Camada I considera o intervalo de 4.20 a 5.20 e a Camada II de 6.72 a

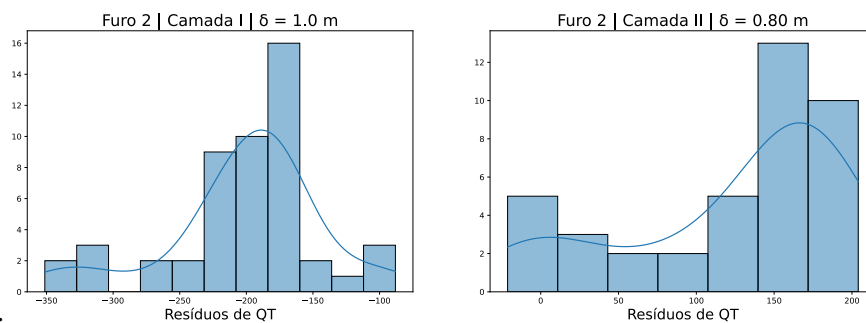
Tabela 4.12 – Resultados do teste de aderência aplicado às camadas do Furo 1.

Furo 1			
Camada	Distribuição	$H_0$	Nível de significância
I	Normal	Aceita	5%
	Logística	Aceita	10%
	Gumbel	Aceita	15%
II (A)	Normal	Aceita	2,5%
	Logística	Aceita	2,5%
	Gumbel	Aceita	5%
II (B)	Normal	Aceita	2,5%
	Logística	Aceita	2,5%
	Gumbel	Aceita	2,5%

Fonte: Autora (2022).

7.52 m. Contabilizam, respectivamente, 50 e 40 dados. Os resultados das distribuições testadas estão expostos na Tabela 4.13. Como a Camada III não teve sua estacionariedade confirmada, não foi incluída nesse estudo.

Figura 4.11 – Caracterização estatística das camadas estacionárias do Furo 2



Fonte: Autora (2022).

Tabela 4.13 – Resultados do teste de aderência aplicado às camadas do Furo 2.

Furo 2			
Camada	Distribuição	$H_0$	Nível de significância
I	Normal	Aceita	2,5%
	Logística	Aceita	2,5%
	Gumbel	Aceita	2,5%
II	Normal	Aceita	2,5%
	Logística	Aceita	2,5%
	Gumbel	Aceita	2,5%

Fonte: Autora (2022).

Os resultados focaram na caracterização do trecho final de cada camada baseado no fato de que o cálculo da capacidade de carga leva em consideração apenas o valor final da resistência  $S_u$ , considerando uma caracterização linear do parâmetro. Salienta-se, porém, que foram aplicados testes de aderência também em trechos iniciais e intermediários das camadas e os resultados foram semelhantes aos ilustrados acima.



Conclui-se que a distribuição normal foi aceita com 5% de significância para todas as camadas analisadas, mostrando que os dados mais próximos à média apresentam maior probabilidade de ocorrência nos trechos delimitados. Os dados, por fim, podem ser utilizados em métodos empregados no cálculo de capacidade de carga de revestimentos condutores, facilitando a tomada de decisão do projetista, uma vez que consideram as incertezas associadas e garantem a estacionariedade do trecho estudado.

## 5 CONCLUSÃO

Para os estudos de casos aqui apresentados, foram utilizados dados de diferentes campos de petróleo para avaliação das incertezas associadas. Diante do exposto, nota-se que o método aplicado auxilia na avaliação da qualidade dos dados adquiridos em ensaios experimentais de caracterização de solos marinhos. É importante observar que os conjuntos de dados utilizados são provenientes de testes reais, portanto, problemas logísticos e de execução devem ser levados em consideração nos resultados.

Os resultados mostram níveis muito baixos de incertezas para todos os furos no Campo A. Observam-se algumas diferenças observadas entre os furos, mas a repetibilidade geral dos dados CPTu é considerada satisfatória. A baixa variabilidade reflete no modelo de transformação de resistência ao cisalhamento não drenado. Como mostrado nos resultados, o nível de incerteza para os dados combinados é baixo. Isso mostra que a execução do teste, por mais difícil que seja, foi bem feita e a aplicação de modelos de transformação fornece resultados confiáveis.

O nível de incertezas associado aos furos do Campo B, entretanto, foi alto, apesar da repetibilidade geral dos dados CPTu ser satisfatória. O resultado pode ser explicado por dois motivos principais: a natureza heterogênea do solo e erros de execução durante o teste. O primeiro é intrínseco ao solo. O segundo, entretanto, pode ser mitigado pela repetição do teste e calibração dos equipamentos utilizados.

Em outro aspecto, o teste de Bartlett modificado mostrou-se útil e preciso na identificação da estacionariedade de um dos campos. Uma das possíveis razões para o sucesso do teste é a homogeneidade dos parâmetros. Quando aplicado a dados de natureza heterogênea, o teste foi inconclusivo para uma das camadas. Essa é uma das limitações do teste, visto que a subdivisão das camadas não pode ser realizada indefinidamente, pois o comprimento da camada deve ser cinco vezes superior à escala de flutuação ( $I1 > 5$ ). Este fato, no entanto, implica que o projetista escolha um intervalo de profundidade limite.

Uma outra limitação do teste é a aplicação do próprio critério, que foi desenvolvido com base na argila marinha de outra região. Apesar de ser uma abordagem estatística, a adequação do critério para o solo brasileiro é discutível.

No que diz respeito à caracterização dos dados, a distribuição normal foi aceita com 5% de significância para todas as camadas analisadas, mostrando que os dados mais próximos à média apresentam maior probabilidade de ocorrência nos trechos delimitados. A Camada III do Furo 2, pertencente ao Campo B, entretanto, não foi caracterizada pois seu teste de estacionariedade foi inconclusivo. Nesse caso, a aplicação de outros testes que não o de Bartlett é

discutível.

De modo geral, o teste de Bartlett modificado oferece algumas vantagens, como uma medida consistente que não é afetada pelas incertezas da interpretação subjetiva e é suficientemente discriminativo para decidir se uma seção é estacionária, especialmente quando dados visuais são ambíguos.

Diante do estudo realizado, defere-se que a integração dos estudos de aferições das incertezas dos parâmetros do solo com a delimitação do solo é bastante pertinente, dado que essa associação de conceitos permite que o embasamento do projeto estrutural seja mais racional e tenha seu nível de conservadorismo reduzido, o que é economicamente oportuno.

## 5.1 Trabalhos Futuros

Diante do exposto, sugerem-se alguns tópicos para a continuidade dos estudos:

1. Aplicação de outros testes para avaliar a estacionariedade da variância;
2. Estudo de confiabilidade estrutural por meio do cálculo da capacidade de carga do revestimento condutor utilizando dos dados analisados;
3. Discussões acerca de como alterações nas distribuições probabilísticas e o nível de incerteza afetam a capacidade de carga.

# REFERÊNCIAS

- ABU-FARSAKH, M.; TUMAY, M.; VOYIADJIS, G. Numerical parametric study of piezocone penetration test in clays. *International Journal of Geomechanics*, American Society of Civil Engineers, v. 3, n. 2, p. 170–181, 2003.
- AKERS, T. J. Jetting of structural casing in deepwater environments: job design and operational practices. In: ONEPETRO. *SPE Annual Technical Conference and Exhibition*. [S.l.], 2006.
- ALMEIDA, M. de; MARQUES, M.; BARONI, M. Geotechnical parameters of very soft clays from cptu. 2010.
- API, R. 2geo (2011) geotechnical and foundation design considerations. *American Petroleum Institute, Washington, DC, USA Google Scholar*, 2011.
- BAECHER, G.; MA., N. A. W.; ENGINEERS, U. S. A. C. of; STATION, U. A. E. W. E.; (U.S.), G. L. *Statistical Analysis of Geotechnical Data*. [S.l.]: U.S. Army Engineer Waterways Experiment Station, 1987.
- BAECHER, G. B.; JAKSA, M. B.; BROOKER, P. I.; KAGGWA, W. S. Inaccuracies associated with estimating random measurement errors. *Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering*, American Society of Civil Engineers, v. 125, n. 1, p. 79–80, 1999.
- BOX, G. E.; JENKINS, G. M.; REINSEL, G. C.; LJUNG, G. M. *Time series analysis: forecasting and control*. [S.l.]: John Wiley & Sons, 2015.
- BROCKWELL, P. J.; DAVIS, R. A. Stationary time series. In: *Time Series: Theory and Methods*. [S.l.]: Springer, 1991. p. 1–41.
- CAMI, B.; JAVANKHOSHDDEL, S.; PHOON, K.-K.; CHING, J. Scale of fluctuation for spatially varying soils: estimation methods and values. *ASCE-ASME Journal of Risk and Uncertainty in Engineering Systems, Part A: Civil Engineering*, American Society of Civil Engineers, v. 6, n. 4, p. 03120002, 2020.
- CHAN, K. H.; HAYYA, J. C.; ORD, J. K. A note on trend removal methods: the case of polynomial regression versus variate differencing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 737–744, 1977.
- CHING, J.; PHOON, K.-K. Transformations and correlations among some clay parameters—the global database. *Canadian Geotechnical Journal*, NRC Research Press, v. 51, n. 6, p. 663–685, 2014.
- CRESSIE, N. *Statistics for spatial data*. [S.l.]: John Wiley & Sons, 2015.
- CUNHA, S. B. D.; CARVAJAL, S. R. *Estatística Basica - A Arte de Trabalhar com Dados*. [S.l.]: Elsevier Brasil, 2009.
- DANZIGER, F. A. B.; SOUZA, J. A. de; JANNUZZI, G. M. F.; DIAS, R.; GONÇALVES, C. J. de C. O teste do puxão: uma aplicação interessante de fundações à tração à engenharia de petróleo. 2019.

- DEGROOT, D. J.; BAECHEER, G. B. Estimating autocovariance of in-situ soil properties. *Journal of Geotechnical Engineering*, American Society of Civil Engineers, v. 119, n. 1, p. 147–166, 1993.
- DNV-RP-C207. Dnv-rp-c207: Statistical representation of soil data. Høvik, Norway, 2012.
- HARRIS, P. Testing for variance homogeneity of correlated variables. *Biometrika*, Oxford University Press, v. 72, n. 1, p. 103–107, 1985.
- HEGAZY, Y. A.; MAYNE, P. W.; ROUHANI, S. Geostatistical assessment of spatial variability in piezocone tests. In: ASCE. *Uncertainty in the geologic environment: from theory to practice*. [S.l.], 1996. p. 254–268.
- JEANJEAN, P. Innovative design method for deepwater surface casings. In: SOCIETY OF PETROLEUM ENGINEERS. *SPE Annual Technical Conference*. [S.l.], 2002.
- JEFFERIES, M. G.; DAVIES, M. P. Use of cptu to estimate equivalent spt n 60. *Geotechnical Testing Journal*, ASTM International, v. 16, n. 4, p. 458–468, 1993.
- KAN, C.; YANG, J.; XIE, R.; WU, Y.; GUAN, S.; XU, F.; WANG, H.; ABIMBOLA, F. Field experimental investigation of bit stick-out for different soil strengths during deepwater conductor injection. *Journal of Petroleum Science and Engineering*, Elsevier, 2018.
- KARLSRUD, K. Prediction of load-displacement behaviour and capacity of axially loaded piles in clay based on analyses and interpretation of pile load test results. Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet, Fakultet for . . . , 2012.
- KIUREGHIAN, A. D.; DITLEVSEN, O. Aleatory or epistemic? does it matter? *Structural safety*, Elsevier, v. 31, n. 2, p. 105–112, 2009.
- KNUUTI, M.; LÄNSIVAARA, T. Variation of measured cptu data. In: *Proceedings, 7th International Symposium on Geotechnical Safety and Risk*, Research Publishing. [S.l.: s.n.], 2019. p. 11–13.
- KULHAWY, F.; BIRGISSON, B.; GRIGORIU, M. Reliabilitybased foundation design for transmission line structures: Transformation models for in-situ tests, report el-5507 (4). Palo Alto, CA: Electric Power Research Institute, 1992.
- LACASSE, S.; NADIM, F. Uncertainties in characterising soil properties. *Publikasjon-Norges Geotekniske Institutt*, v. 201, p. 49–75, 1997.
- LARSON, R.; FARBER, B. *Estatística Aplicada [Applied statistics]*. [S.l.]: São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2015.
- LLORET-CABOT, M.; FENTON, G. A.; HICKS, M. A. On the estimation of scale of fluctuation in geostatistics. *Georisk: Assessment and management of risk for engineered systems and geohazards*, Taylor & Francis, v. 8, n. 2, p. 129–140, 2014.
- MARR, L. S.; ENDLEY, S. N. Offshore geotechnical investigation using cone penetrometer. In: ONEPETRO. *Offshore technology conference*. [S.l.], 1982.
- PHOON, K.-K.; KULHAWY, F. H. Characterization of geotechnical variability. *Canadian geotechnical journal*, NRC Research Press Ottawa, Canada, v. 36, n. 4, p. 612–624, 1999.

- PHOON, K.-K.; KULHAWY, F. H. Evaluation of geotechnical property variability. *Canadian Geotechnical Journal*, NRC Research Press Ottawa, Canada, v. 36, n. 4, p. 625–639, 1999.
- PHOON, K.-K.; QUEK, S.-T.; AN, P. Identification of statistically homogeneous soil layers using modified bartlett statistics. *Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering*, American Society of Civil Engineers, v. 129, n. 7, p. 649–659, 2003.
- PHOON, K.-K.; QUEK, S.-T.; AN, P. Geostatistical analysis of cone penetration test (cpt) sounding using the modified bartlett test. *Canadian geotechnical journal*, NRC Research Press Ottawa, Canada, v. 41, n. 2, p. 356–365, 2004.
- POWELL, J. J.; LUNNE, T. Use of cptu data in clays/fine grained soils. *Studia Geotechnica et Mechanica*, v. 27, 2005.
- ROBERTSON, P.; WRIDE, C. Evaluating cyclic liquefaction potential using the cone penetration test. *Canadian Geotechnical Journal*, NRC Research Press, v. 35, n. 3, p. 442–459, 1998.
- ROBERTSON, P. K. Soil classification using the cone penetration test. *Canadian geotechnical journal*, NRC Research Press Ottawa, Canada, v. 27, n. 1, p. 151–158, 1990.
- SPRY, M.; KULHAWY, F.; GRIGORIU, M. *Reliability-based foundation design for transmission line structures: Volume 1, Geotechnical site characterization strategy*. [S.l.], 1988.
- UZIELLI, M.; VANNUCCHI, G.; PHOON, K. Random field characterisation of stress-normalised cone penetration testing parameters. *Geotechnique*, Thomas Telford Ltd, v. 55, n. 1, p. 3–20, 2005.
- VANMARCKE, E. H. Probabilistic modeling of soil profiles. *Journal of the geotechnical engineering division*, American Society of Civil Engineers, v. 103, n. 11, p. 1227–1246, 1977.
- WANG, Y.; GAO, D.; FANG, J. Finite element analysis of deepwater conductor bearing capacity to analyze the subsea wellhead stability with consideration of contact interface models between pile and soil. *Journal of Petroleum Science and Engineering*, Elsevier, v. 126, 2015.
- YANG, J.; LIU, S. J.; ZHOU, J.; WANG, P.; TANG, H.; LUO, J.; ZHANG, B.; ZHOU, C. et al. Research of conductor setting depth using jetting in the surface of deepwater. In: SOCIETY OF PETROLEUM ENGINEERS. *International Oil and Gas Conference and Exhibition in China*. [S.l.], 2010.
- ZAKERI, A.; JEANJEAN, P.; ; AL-KHAFI, Z.; HAMPSON, K.; CLUKEY, E.; LIEDTKE, E. Geotechnics for wells top-hole section and conductor. *Frontiers in offshore geotechnics III*, CRC Press London, UK, p. 95–128, 2015.
- ZHANG, Z.; TUMAY, M. T. Statistical to fuzzy approach toward cpt soil classification. *Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering*, American Society of Civil Engineers, v. 125, n. 3, p. 179–186, 1999.
- ZHOU, B.; YANG, J.; LIU, Z.; LUO, J.; YE, J.; CHEN, B.; LIU, S.; ZHOU, J. Design of conductor soaking time in deepwater drilling. *Petroleum Exploration and Development*, Elsevier, v. 41, n. 2, 2014.

---

ZHOU, B.; YANG, J.; LIU, Z.; ZHOU, R. Model and experimental study on jetting flow rate for installing surface conductor in deep-water. *Applied Ocean Research*, Elsevier, v. 60, p. 155–163, 2016.