

La valutazione dei parametri di progetto dei terreni sulla base dei risultati di prove in sito: un'applicazione alle prove penetrometriche statiche

Claudio Cherubini, Giovanna Vessia

Dipartimento di Ingegneria Civile ed Ambientale, Politecnico di Bari, c.cherubini@poliba.it, g.vessia@poliba.it

Estimation of soil parameters in geotechnical design by means of field tests: application to cone penetrometer test data

ABSTRACT: Uncertainties in field measurements for soil characterization are recognized to be referred to as: 1) inherent variability; 2) uncertainties related to testing procedures; and 3) uncertainties introduced by empirical laws to transform measured parameters into physical-mechanical soil properties to be employed into geotechnical design. The first item is a soil peculiarity and has a random fashion so that statistical tools can be efficiently addressed. In spite of the first, the other sources of uncertainties, called epistemic, are not random and can be reduced just increasing the number of measurements and improving the experimental procedures and tester skills. Furthermore both epistemic uncertainties and inherent variability cannot be eliminated and should be taken into account. Numerous statistical methods have been developed over the last decades in order to interpret and quantify the random variability in experimental measurements. In this paper the most relevant tools in probabilistic approach for soil and rock characterization are presented. Moreover an application is illustrated to derive from static penetrometer data the undrained shear resistance values to be employed in pile design.

Key terms: random uncertainty, CPT, probabilistic approach, reliability

Termini chiave: incertezze aleatorie, CPT, approcci probabilistici, affidabilità

Riassunto

Le incertezze che si presentano nelle misure delle proprietà meccaniche dei terreni effettuate mediante prove in situ possono essere attribuite: 1) alla variabilità intrinseca delle terre; 2) alle incertezze connesse alle procedure sperimentali; 3) alle incertezze introdotte dalle leggi empiriche che sono utilizzate per passare dal parametro misurato alla proprietà meccanica da utilizzare nella progettazione geotecnica. Tra le succitate cause di incertezza la prima può essere indicata come incertezza intrinseca che ha carattere aleatorio e dunque misurabile mediante gli strumenti della statistica; mentre le altre due sono denominate incertezze epistemiche tali che possono essere mitigate mediante l'aumento del numero di prove e la perizia degli sperimentatori. Tuttavia le incertezze epistemiche così come le incertezze aleatorie non possono essere eliminate e vanno tenute in conto. Numerose sono le metodologie statistiche che negli anni sono state messe a punto per interpretare e quantificare la variabilità aleatoria. Nel lavoro presentato si riporta un esempio di applicazione ed alcuni risultati di tali approcci probabilistici che consentono di spiegare come il tenere conto della variabilità possa dare maggior qualità alla progettazione, su basi di affidabilità.

1. Introduzione

Le misure effettuate per la caratterizzazione dei terreni e

delle rocce sono affette da due tipologie di incertezze conosciute come variabilità intrinseca ed incertezze epistemiche. Gli aspetti generali e gli approcci probabilistici utilizzati per quantificare la variabilità intrinseca e ridurre le incertezze epistemiche sono stati discussi nel lavoro di Cherubini e Vessia (2006).

Al fine di rendere più evidente la potenzialità delle metodologie statistiche citate si riporta un esempio di caratterizzazione mediante le misure rivenienti da prove con penetrometro a cono (CPTU) condotte nel territorio di Brindisi su argille limose e limi argillosi debolmente sovraconsolidati, le cui proprietà fisiche sono sintetizzate in Tab. 1. Dalle indagini condotte in laboratorio sono stati ottenuti i valori medi ed i coefficienti di variazione dei parametri fisici misurati. Inoltre dalle prove con penetrometro a cono sono stati determinati i valori della resistenza a taglio non drenata, da utilizzare ad esempio nella valutazione della capacità portante di pali di fondazione in condizioni non drenate, secondo la relazione:

$$s_u = \frac{q_c - \gamma z}{N_k} \quad (1)$$

dove N_k si definisce fattore di cono; q_c è la resistenza alla punta misurata e γz è la tensione verticale totale alla quota delle corrispondenti misure di q_c . In genere si trascura la variabilità del fattore di cono (considerandolo un parametro assegnato) che può essere computata tra le incertezze associate ai modelli di trasformazione.

Tabella 1. Proprietà fisiche delle argille e limi di Brindisi
Physical properties for Brindisi silts and clays

Proprietà	Valore Medio	Coefficiente di Variazione
Contenuto naturale d'acqua w_0	28%	26.4%
Peso volume saturo γ_n	20kN/m ³	4.9%
Frazione limosa	46%	23.5%
Frazione argillosa	36%	20%
Limite Liquido LL	43%	21.8%
Limite Plastico PL	18%	20.7%

Si discute, in questa sede, sulla variabilità di $q_c-\gamma z$, legata direttamente alla variabilità di q_c poiché γz si assume come parametro assegnato per ogni profondità considerata.

Dunque la variabilità della misura $q_c-\gamma z$ è messa direttamente in relazione con quella di s_u per cui determinando la struttura della variabile aleatoria q_c possiamo ottenere quella della variabile aleatoria s_u . Si riporta qui l'andamento di q_c ottenuto da una CPTU (Fig. 1). Dal profilo si possono osservare una serie di picchi di q_c che influenzeranno i valori della media e della varianza della grandezza misurata. Per tale ragione, la prima fase dell'analisi deve essere rivolta ad indagare la natura di tali picchi, che può essere sintetizzata in due tipologie:

1. Picchi che corrispondono alle interfacce di depositi con proprietà fisico meccaniche differenti e differenti litologie;
2. Picchi che rappresentano dei valori anomali da eliminare o conservare nel dataset in base a procedure statistiche di filtraggio dei dati.

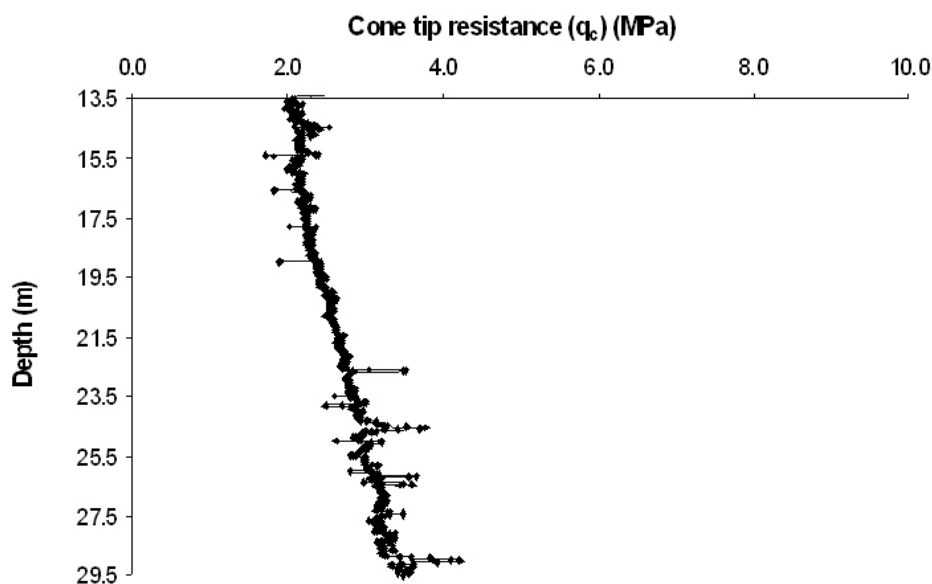


Figura 1. Profilo della resistenza alla punta da prova CPTU condotta in territorio di Brindisi
Cone tip resistance profile from CPTU test performed in Brindisi area

Data la presenza di alternanze di limi ed argille e quindi la spiccata eterogeneità del deposito, non risulta efficace procedere alla individuazione delle interfacce. Tuttavia è stato applicato il metodo del coefficiente di correlazione intraclassa RI (Wickeremesinghe et al., 1991) per verificare questa circostanza. Si riporta in Fig. 2 l'andamento di RI la cui formulazione è illustrata in Cherubini e Vessia (2006). Secondo Zhang e Tumay (1996) la presenza di interfacce si riscontra per valori di RI superiori a 0.7. Herzagy et al. (1996) identificano i picchi corrispondenti alle interfacce tra i depositi per valori di RI maggiori della espressione: $(\text{media}_{RI} + 1.65 \cdot \text{deviazione standard}_{RI})$. Nel caso in esame, le soglie indicate per i valori di RI da Herzagy et al. (1996) variano da 0.65 a 0.73. Dalla Fig. 2 si può verificare la presenza di numerosi picchi tali da poter escludere che essi

individuino delle interfacce; piuttosto questi valori, calcolati sulla base degli scarti tra le finestre di misura, indicano una presenza di alternanze di limi ed argille identificabili come miscele.

Per tale ragione si è preferito utilizzare metodologie di filtraggio dei valori di $q_c-\gamma z$. A tal fine sono stati impiegati i metodi Vivatrat (1979) e Boxplot (Tukey, 1977). Entrambi i metodi si basano sulla stima di intervalli di valori che possono essere considerati fluttuazioni delle misure "normali" rispetto a valori stimati come "anomali".

La procedura Vivatrat può essere sintetizzata nei seguenti punti:

1. Si riporta in un grafico l'andamento spaziale delle misure da filtrare.
2. Si suddividono le misure in finestre spaziali di ampiezza

D, che individuano dei sottostrati. È opportuno che l'ampiezza delle finestre sia compresa tra 0.5m e 2.5m.

3. Si calcolano il valore medio μ e lo scarto quadratico medio s per ogni sottostrato.
4. Si calcola la "dispersione rappresentativa" S_r , definita come il valore minimo tra le seguenti espressioni:

$$S_r = \frac{1}{2}(S_{i+1} + S_i) \tag{2a}$$

$$S_r = \frac{1}{2}(S_{i-1} + S_i) \tag{2b}$$

$$S_r = \frac{1}{2}(S_{i+1} + S_{i-1}) \tag{2c}$$

dove S_{i-1} , S_i ed S_{i+1} sono le deviazioni standard calcolate per i sottostrati ($i-1$)-esimo, i -esimo ed ($i+1$)-esimo rispettivamente.

5. Si eliminano, dall'andamento spaziale, quelle misure i cui valori non appartengono all'intervallo:

$$\mu_i \pm A \cdot S_r \tag{2d}$$

dove μ_i è il valore medio delle misure appartenenti ad ogni sottostrato i , S_r è la deviazione standard caratteristica ed A è il coefficiente che definisce l'ampiezza del semi-intervallo considerato accettabile per i valori assunti dalle misure. I valori del parametro A devono essere contenuti tra i seguenti valori: $2.5 > A > 0.5$.

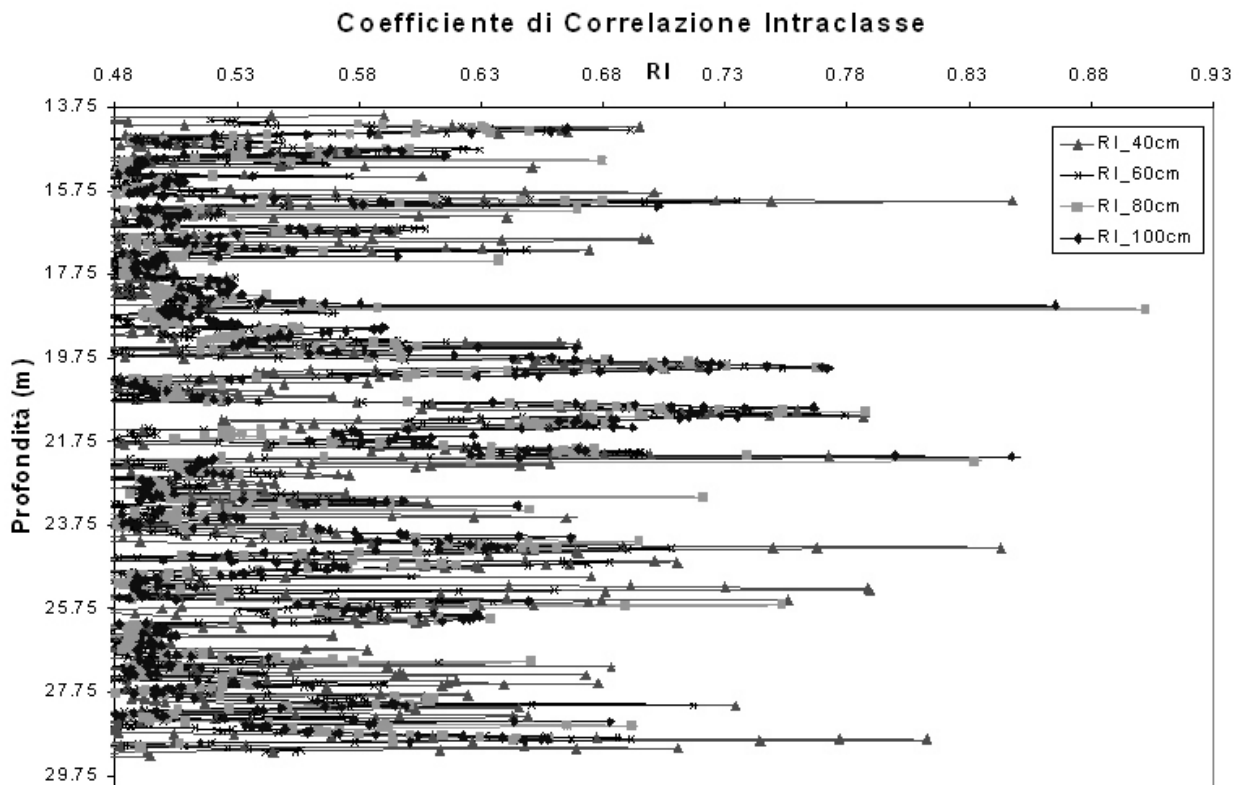


Figura 2. Andamento del Coefficiente di Correlazione Intraclasse RI
Intraclass Correlation Coefficient RI calculated for qc-γz measurements

Nel caso in studio i valori di A e D sono stati variati da 1m a 2m con un passo di 0.5m. In Fig. 3 si mostra l'effetto di filtraggio della procedura Vivatrat al variare di D ed A : si può osservare che i risultati ottenuti in termini di funzioni medie ovvero "trend" non varia sostanzialmente.

Il metodo del Boxplot, definisce un intervallo di valori considerati accettabili per le misure. Tale intervallo è delimitato da valori estremi chiamati "valori adiacenti estremi superiore ed inferiore". Tali valori appartengono al dataset delle misure e rappresentano quei valori effettivi

estremi più vicini rispettivamente al Quartile superiore+IQR ed al Quartile inferiore-IQR dove IQR rappresenta la distanza interquartile che equivale alla differenza tra il quartile superiore ed il quartile inferiore. I risultati del filtraggio effettuato con il Boxplot sono illustrati in Fig. 4.

L'applicazione dei due metodi ha portato alla individuazione ed eliminazione dei valori di $q_c-\gamma_z$ ricadenti all'esterno dei campi di valori accettabili, come mostrato nelle Fig. 3-4.

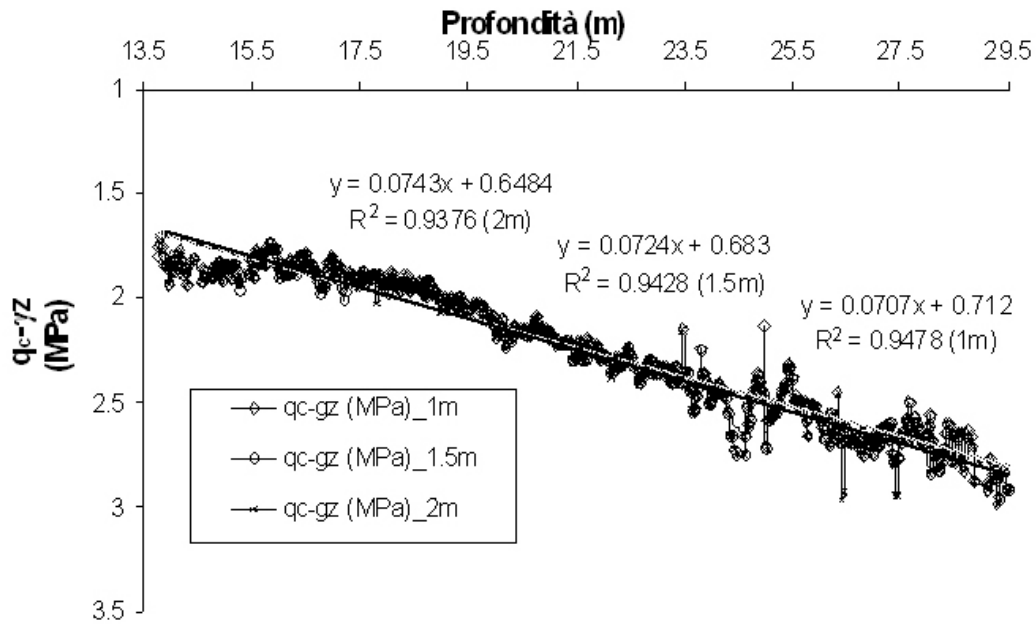


Figura 3. Andamento del valore medio di $q_c-\gamma_z$ attraverso il metodo del Vivatrat
Analytical expression for $q_c-\gamma_z$ trend function calculated by means of Vivatrat filtering method

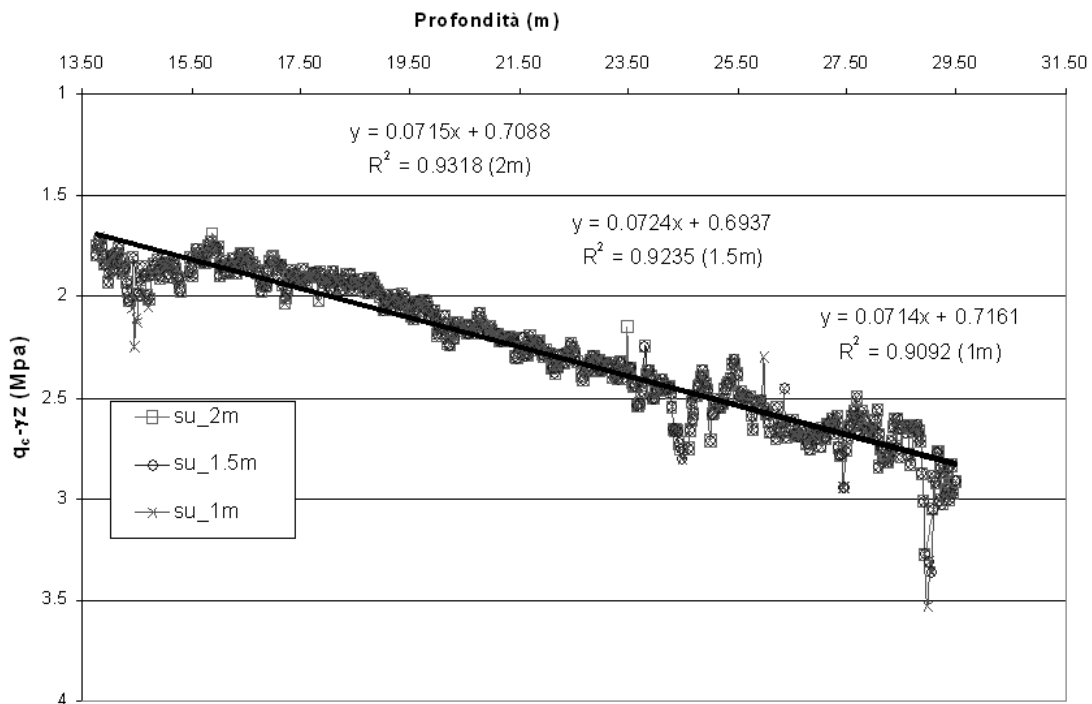


Figura 4. Andamento del valore medio di $q_c-\gamma_z$ utilizzando il metodo del Boxplot
Analytical expression for $q_c-\gamma_z$ trend function calculated by means of Boxplot filtering method

Si può notare come la tecnica del Vivatrat e quella del Boxplot, applicate con diverse finestre di campionamento, portano all'individuazione di trend di $q_c-\gamma_z$ molto vicini tra loro: tuttavia i coefficienti di determinazione R^2 risultano

più elevati per la tecnica del Vivatrat, che per tale ragione è stata considerata più attendibile. Individuato il trend spaziale, si potrà desumere la struttura di variabilità attraverso l'analisi dei residui o fluttuazioni delle misure, ottenuti per ogni profondità sottraendo alla misura filtrata $q_c-\gamma z$ il trend $(q_c-\gamma z)_{\text{trend}}$ precedentemente trovato. Tuttavia, per poter procedere all'identificazione della struttura di variabilità è necessario assicurarsi che i valori detrendizzati ovvero i residui siano almeno debolmente stazionari, cioè:

1. La loro media sia costante in ogni punto dello spazio;
2. La loro varianza sia costante in ogni punto dello spazio;
3. La covarianza di valori relativi a due punti distinti dello spazio, per es. z_i e z_j , dipende solo dalla distanza spaziale che separa i due punti.

Per verificare il rispetto di questa proprietà fondamentale, si è utilizzato il test di Bartlett modificato (Phoon et al., 2003). Tale test consiste nel confrontare coppie di misure, appartenenti a finestre di campionamento contigue in termini di varianza locale. Per garantire che le varianze delle finestre di campionamento adiacenti siano stimate accuratamente devono essere soddisfatte le seguenti regole:

1. Il numero minimo di misure m in ogni finestra non deve essere minore di 10 (Lacasse and Nadim, 1996);
2. La statistica di Bartlett è calcolata confrontando le varianze di due finestre adiacenti tali che il numero complessivo delle misure disponibili, indicato con n , deve superare il valore di $2m$;
3. Il numero dei punti contenuti nella scala di fluttuazione k deve essere compreso tra 5 e 50.

Come è illustrato in seguito la scala di fluttuazione delle misure $(q_c-\gamma z)_{\text{residui}}$ è pari ad 1.6m ed i valori delle costanti suddette che è stato utilizzato nel test sono: $m=13$; $k=6$; $n=218$.

Il test di Bartlett consiste nel confrontare la statistica di Bartlett B_{stat} con un valore massimo B_{crit} che non deve essere superato. L'espressione della statistica di Bartlett vale:

$$B_{\text{stat}} = \frac{2.30259 \cdot (m-1)}{C} \left[2 \log(s^2) - (\log(s_1^2) + \log(s_2^2)) \right] \quad (3)$$

dove m è il numero di misure considerate nelle finestre adiacenti; s_1^2 ed s_2^2 sono i valori delle varianze delle due finestre adiacenti; s^2 è la varianza calcolata come di seguito:

$$s^2 = \frac{s_1^2 + s_2^2}{2} \quad (4a)$$

e C è una costante calcolata come segue:

$$C = 1 + \frac{1}{2(m-1)} \quad (4b)$$

Il profilo della statistica di Bartlett è mostrato in Fig. 4. Esso è confrontato con il valore massimo B_{crit} , che secondo la formulazione del test di Bartlett modificato e per il caso

in studio vale:

$$B_{\text{crit}} = (0.36k + 0.66) \ln\left(\frac{n}{k}\right) + 1.31k - 1.77 \quad (5)$$

Il risultato dell'applicazione del test è mostrato in Fig. 5: essendo il profilo di B_{stat} tutto contenuto al di sotto del B_{crit} la condizione di debole stazionarietà si considera rispettata. Infine è stata determinata la struttura di variabilità mediante la stima della funzione di autocorrelazione dei residui. Tale stima è stata condotta mediante il metodo dei momenti (Cherubini e Vessia, 2006). La funzione di autocorrelazione è risultata avere un andamento esponenziale semplice:

$$R = e^{-\lambda|r|} = e^{-1.2345r} \quad (7)$$

dalla quale espressione è stato possibile il calcolo della scala di fluttuazione (Cherubini e Vessia, 2006) pari a 1.6m.

Inoltre è stata determinata la funzione di riduzione di varianza, la cui espressione è legata allo andamento della funzione di autocorrelazione (Vanmarcke, 1983). Per il caso in oggetto, l'andamento esponenziale semplice della funzione di autocorrelazione porta alla seguente espressione della funzione di riduzione della varianza:

$$\Gamma^2 = 2 \cdot \left(\frac{R}{T}\right)^2 \cdot \left(\frac{T}{R} - 1 + e^{-T/R}\right) \quad (8)$$

dove R è la distanza di autocorrelazione e T rappresenta la profondità lungo la quale varia la grandezza. La T , nel caso di progettazione di pali con il metodo della stima di affidabilità, corrisponderà alla lunghezza del palo da progettare; mentre la distanza di autocorrelazione vale metà della scala di fluttuazione per il caso in esame (Elkateb et al., 2003).

Effettuata la caratterizzazione statistica di $q_c-\gamma z$ ossia della resistenza a taglio non drenata s_u sarà possibile condurre una valutazione della capacità portante dei pali mediante l'approccio di affidabilità calcolando cioè la probabilità di superamento del valore di capacità portante in funzione della "struttura" di variabilità delle proprietà meccaniche del terreno di fondazione.

2. Conclusioni

Il lavoro riporta un esempio di analisi geostatistica nella caratterizzazione delle miscele di limo e argilla presenti nell'area di Brindisi al fine della progettazione di pali di fondazione.

Si è mostrato un esempio di impiego di procedure di filtraggio dati, di individuazione di contatti stratigrafici e di stima della struttura spaziale di variabilità delle singole litologie allo scopo di condurre progettazioni basate sui criteri della teoria dell'affidabilità. Le metodologie proposte mostrano che la variabilità delle resistenze dei terreni possono essere quantificate su base scientifica e fornire informazioni sulla distanza dalla condizione di collasso o di limite di funzionalità di una struttura a contatto con il terreno.

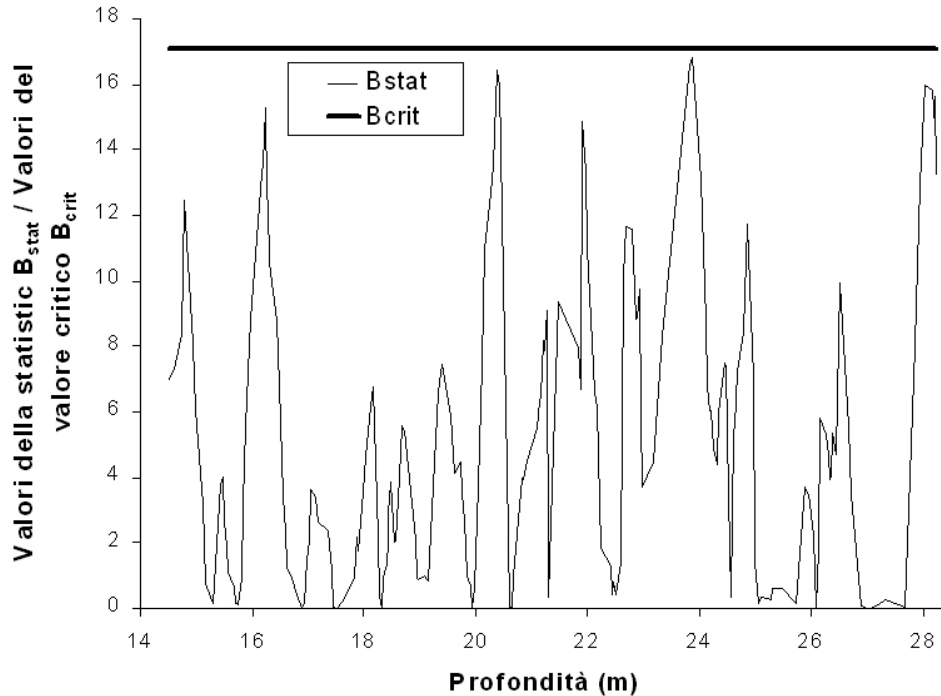


Figura 5. Applicazione del test di Bartlett modificato ai residui di $qc-\gamma z$
Bartlett modified method applied to fluctuations of $qc-\gamma z$ measurements

Bibliografia

Cherubini C. e Vessia G. (2006). La valutazione dei parametri di progetto dei terreni sulla base dei risultati di prove in sito: metodologie a confronto, Il Convegno Nazionale AIGA Bari

Elkateb T., Chalaturnyk R. and Robertson P.K. (2003). An overview of soil heterogeneity: quantification and implications on geotechnical field problems. *Canadian Geotechnical Journal*, 40, 1-15.

Herzagy Y. A., Mayne P. W. and Rouhani S. (1996). Geostatistical assessment of spatial variability in piezocone tests. *Uncertainty in geologic environment: from theory to practice (GSP 58)*, ASCE, New York, 254-268.

Lacasse S. and Nadim F. (1996). Uncertainties in characterizing soil properties, *GSP58*, ASCE, Reston, Va., 49-75.

Phoon K.-K., Quek S.-T. and An P. (2003). Identification of statistically homogeneous soil layers using modified Bartlett statistics, *Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering*, 129(7), 649-659.

Tukey J. (1977). *Exploratory data analysis*. Wasley Publishing Company

Vanmarcke E.H. (1983). *Random fields: analysis and synthesis*. MIT Press, Cambridge.

Vivatrat V. (1979). *Cone Penetration in clays*.

Ph.D. Thesis MIT Cambridge, Mass. (USA).

Wickremesinghe D.S., Campanella R.G. (1991). Statistical Methods for soil layer boundary location using the cone penetration test. *Sixth International Conference on Application of Statistics and Probability in Civil Engineering*, Mexico City, 636-643.

Zhang Z.J. and Tumay M.T. (1996). The reliability of soil classification derived from cone penetration test. *Uncertainty in the geologic environment: from theory to practice (GPS 58)*, ASCE, New York, 383-408.