



Università degli Studi di Padova

DIPARTIMENTO DI SCIENZE STATISTICHE

Corso di Laurea Triennale in
Statistica e Tecnologie Informatiche

RELAZIONE FINALE

**Analisi della stabilità di un processo produttivo
presso la ditta Mevis**

Relatore
Prof.ssa Giovanna Capizzi
Dipartimento di Scienze Statistiche

Candidato
Francesco Bizzotto
Matricola 1051518

Anno Accademico 2014 / 2015

Introduzione

È difficile ispezionare o testare la qualità di un prodotto: meglio è avere un prodotto che sia qualitativamente accettabile già in fase di produzione. Questo richiede che il processo produttivo sia stabile e che le persone impegnate nella produzione (operatori, ingegneri e personale addetto al controllo della qualità) siano continuamente impegnate anche nel miglioramento del processo produttivo e nella riduzione della variabilità dei fattori coinvolti nella produzione. L'SPC (*Statistical Process Control*) è lo strumento primario per conseguire tale risultato e le carte di controllo sono lo strumento più semplice per definire una procedura di controllo statistico di processo.

Per raggiungere questo scopo il processo deve essere in grado di produrre pezzi tali che la variabilità del valore nominale specifico del prodotto sia la più bassa possibile: il controllo statistico di un processo produttivo è un insieme di potenti strumenti, utili per raggiungere la stabilità del processo e per migliorare la produttività attraverso la riduzione della variabilità.

Ogni processo produttivo, indipendentemente da quanto ben progettato o ben aggiornato sia, è sempre soggetto ad una certa variabilità intrinseca o naturale. Questa variabilità naturale, o *rumore di fondo*, è il risultato dell'effetto cumulato di molti piccoli ma ineliminabili fattori costanti o casuali. Un processo la cui variabilità sia provocata solo da fattori casuali verrà detto *sotto controllo*.

Tra le fonti di variabilità ne esistono tuttavia alcune che influiscono sulla qualità risultante dei prodotti e possono essere solo occasionalmente presenti nel processo produttivo. Sono generalmente dovute a tre fattori principali: macchinari non ben funzionanti, errori dovuti agli operatori o materiali grezzi difettosi. La variabilità prodotta da questi fattori è molto più evidente di quella prodotta da fattori casuali e dà luogo in genere ad una prestazione del processo inaccettabile. Le fonti di variabilità che non sono riconducibili a fattori casuali vengono chiamate *fattori specifici*. Un processo che stia funzionando in presenza di fattori specifici verrà detto *fuori controllo*.

In genere i processi produttivi operano in situazioni di controllo, producendo pezzi di qualità accettabile per lunghi periodi di tempo. Possono tuttavia verificarsi fattori specifici, apparentemente casuali, tali da comportare la produzione di grandi quantità di pezzi non conformi agli standard qualitativi.

L'obiettivo primario del controllo statistico di un processo produttivo è di individuare il più velocemente possibile il verificarsi di fattori specifici: quanto più veloce è l'individuazione delle cause, tanto prima potranno essere avviate azioni di correzione, così da evitare la produzione di molti pezzi di

qualità non accettabile. Le carte di controllo sono uno strumento ampiamente usato per questi scopi. Vengono inoltre usate per controllare i parametri di un processo e per determinare la capacità del processo stesso.

Per ultimo si ricordi che lo scopo del controllo statistico di un processo è di eliminare la variabilità all'interno del processo stesso: per quanto non sia possibile eliminarla completamente, le carte di controllo costituiscono un efficace strumento per ridurla il più possibile.

L'organizzazione della tesi è la seguente: il capitolo 1 contiene una breve descrizione dell'azienda, in cui è stato svolto lo stage, gli obiettivi e le attività svolte durante tale periodo ed un'introduzione ai codici analizzati nei capitoli seguenti. Nel capitolo 2 sono descritte le caratteristiche principali di tutte le metodologie utilizzate per l'analisi dei dati raccolti. Particolare attenzione è stata data alle metodologie meno comuni, come *Nested Anova*, Carta di accettazione e *MEWMA*, a dispetto delle più comuni Carta *Shewhart* ed *EWMA*.

Il capitolo 3 riporta tutte le analisi effettuate sul primo codice preso in esame: *Custodia AM80S*. In modo analogo al precedente, nel capitolo 4 sono riportate le analisi effettuate sul secondo codice: *Verroulame*. Il quinto capitolo contiene le conclusioni emerse alla fine del lavoro descritto nei capitoli precedenti.

Alla fine della relazione è presente l'appendice, contenente i grafici ed i codici R utilizzati.

Indice

1	Lo stage	1
1.1	L'azienda	1
1.2	Attività svolte	4
1.2.1	Custodia AM80S	4
1.2.2	Verroulame	6
2	Metodologie di analisi utilizzate	11
2.1	Analisi descrittiva	11
2.2	Analisi della varianza	11
2.2.1	Anova standard	11
2.2.2	Nested Anova	13
2.3	Carte di controllo	14
2.3.1	Carta Shewhart	15
2.3.2	Carta di controllo in presenza di componenti di varia- zione gerarchica	16
2.3.3	Carta di accettazione	17
2.3.4	Carta EWMA	18
2.3.5	Carta MEWMA	19
2.4	Capacità	19
2.4.1	Indici di capacità	20
2.4.2	Indici di performance	21
2.4.3	Indice di stabilità	21
2.4.4	Indici di capacità per dati non-normali: il metodo di Clements	22
3	Custodia AM80S	25
3.1	Altezza	25
3.2	Distanza e Inclinazione	32
3.3	Rotazione e Svitamento	35
4	Verroulame	37
4.1	Carico	38
4.2	Assialità	42

5 Conclusioni	45
A Grafici - Custodia AM80S - Altezza	47
B Grafici - Custodia AM80S - Distanza e Inclinazione	51
C Grafici - Custodia AM80S - Rotazione e Svitamento	59
D Grafici - Verroulame	63
E Codice R	73
Bibliografia	79

Elenco delle figure

1.1	Disegno della Custodia AM80S	4
1.2	Immagini che mostrano l'unione tra il nucleo e la custodia	5
1.3	Strumento utilizzato per identificare le differenti posizioni in cui effettuare le misurazioni	6
1.4	Immagini rappresentative del codice <i>Verroulame</i>	7
1.5	Modello Q10: foglio in cui vengono segnate le misure rilevate dall'addetto (in figura solo caratteristica altezza).	8
3.1	Grafici per la valutazione dell'autocorrelazione presente nei dati.	25
3.2	Carte Shewhart per la sorveglianza della stabilità della media e della deviazione standard della caratteristica altezza.	26
3.3	Box-plot delle medie per i fattori <i>Colata</i> e <i>Settimana</i>	27
3.4	Carta Shewhart sui residui.	29
3.5	Carta Shewhart per la sorveglianza della media con varianza stimata utilizzando Nested Anova.	30
3.6	Diagramma ad albero / Albero di regressione, caratteristica: inclinazione.	33
3.7	Carta di controllo MEWMA	34
3.8	Box-plot delle osservazioni per il fattore addetto.	35
3.9	Carta EWMA per le medie giornaliere, caratteristica: rotazione.	36
4.1	Carta Shewhart per la sorveglianza della media con limiti variabili, caratteristica: carico e assialità.	38
4.2	Carta Shewhart per la sorveglianza della media applicata sui residui, caratteristica: carico.	39
4.3	Box-plot delle medie campionarie in base agli interventi effettuati nelle stazioni 1 e 2, caratteristica: carico.	40
4.4	Box-plot delle medie campionarie in base agli interventi effettuati nella stazione 3, caratteristica: carico.	40
4.5	Carta Shewhart per le medie con limiti aggiustati, caratteristica: carico.	41
4.6	Diagramma ad albero / Albero di regressione, caratteristica: assialità.	42

4.7	Carta Shewhart per il controllo della media con limiti aggiustati, caratteristica: assialità.	44
A.1	Grafici per valutare la normalità delle medie campionarie, caratteristica: altezza.	47
A.2	Grafici per valutare l'autocorrelazione delle medie campionarie, caratteristica: altezza.	48
A.3	Grafici per l'analisi dei residui (Carta Shewhart su $\frac{e_t}{\sigma_\epsilon}$, acf(e_t), p-value del test di Ljung-Box per verificare l'ipotesi i residui non siano correlati), caratteristica: altezza.	49
A.4	Diagramma ad albero / Albero di regressione, caratteristica: altezza.	49
A.5	Adattamento di un modello lineare con il fattore <i>settimana</i> ai dati, caratteristica: altezza.	50
A.6	Nested Anova per il fattore settimana, caratteristica: altezza.	50
B.1	Diagramma ad albero e box-plot delle misurazioni per posizione, caratteristica: distanza.	51
B.2	Summary del modello avente <i>posizione</i> come unico fattore e relativo test Anova, caratteristica: distanza.	52
B.3	Box-plot delle misurazioni per posizione, caratteristica: inclinazione.	52
B.4	Summary del modello avente <i>posizione</i> come unico fattore e relativo test Anova, caratteristica: inclinazione.	53
B.5	Carta Shewhart per le misure singole e carta R per le escursioni mobili, caratteristica: distanza, posizione A.	53
B.6	Carta Shewhart per le misure singole e carta R per le escursioni mobili, caratteristica: inclinazione, posizione 2.	54
B.7	Test anova per la posizione A della caratteristica distanza.	54
B.8	Procedura di regressione <i>stepwise</i> , caratteristica: distanza, posizione B.	55
B.9	Procedura di regressione <i>stepwise</i> , caratteristica: distanza, posizione C.	56
B.10	Diagramma ad albero / Albero di regressione, caratteristica: distanza, posizione D.	57
C.1	Carta Shewhart per le misure singole, caratteristica: rotazione.	59
C.2	Carta Shewhart per le misure singole, caratteristica: svitamento.	60
C.3	Carta Shewhart per le medie giornaliere, caratteristica: rotazione.	60
C.4	Carta Shewhart per le medie giornaliere, caratteristica: svitamento.	61

D.1	Grafici per l'analisi dell'autocorrelazione delle medie, caratteristica: carico.	63
D.2	Grafici per l'analisi dell'autocorrelazione delle medie, caratteristica: assialità.	63
D.3	Grafici per l'analisi della normalità delle medie, caratteristica: carico e assialità.	64
D.4	Grafici per l'analisi dei residui (Carta Shewhart su $\frac{e_t}{\sigma_{\frac{e}{5}}}$, $acf(e_t)$, p-value del test di Ljung-Box per verificare l'ipotesi i residui non siano correlati), caratteristica: carico.	65
D.5	Diagramma ad albero / Albero di regressione, caratteristica: carico.	66
D.6	Box-plot delle misurazioni per addetto, caratteristica: carico.	66
D.7	Box-plot delle misurazioni per colata, caratteristica: carico.	67
D.8	Plot delle misurazioni comprese tra due interventi effettuati in una delle tre stazioni della pressa, caratteristica: carico.	68
D.9	Plot delle misurazioni comprese tra due interventi effettuati nella stazione 3, caratteristica: carico.	69
D.10	Nested Anova per il fattore staz3, caratteristica: carico.	70
D.11	Box-plot delle misurazioni per addetto, caratteristica: assialità.	70
D.12	Box-plot delle misurazioni per colata, caratteristica: assialità.	71
D.13	Nested Anova per il fattore addetto, caratteristica: assialità.	71

Elenco delle tabelle

1.1	Modalità di rilevazione dei dati	8
1.2	Descrizione dataset	9
2.1	Limiti di controllo per le carte Shewhart	16
2.2	Valutazione indici di capacità.	21
3.1	Test di Shapiro-Wilk.	28
3.2	Tabella riassuntiva della modellazione delle medie campionarie con un autoregressivo di ordine 2 ($AR(2)$).	28
3.3	Analisi della varianza per modelli annidati, caratteristica: altezza.	30
3.4	Indici di capacità.	31
3.5	Analisi generale delle caratteristiche distanza e inclinazione.	32
3.6	Analisi generale delle caratteristiche rotazione e svitamento.	35
3.7	Indici di capacità.	36
4.1	Stime della media e della deviazione standard, p -value del test di Shapiro-Wilk e presenza di correlazione tra i dati. (*vedi Fig. D.1 - D.3)	37
4.2	Tabella di frequenza delle misurazioni effettuate dagli addetti.	38
4.3	Analisi della varianza per modelli annidati, caratteristica: carico.	41
4.4	Analisi della varianza per modelli annidati, caratteristica: assialità.	43
4.5	Indici di capacità, caratteristica: carico e assialità.	44

Capitolo 1

Lo stage

1.1 L'azienda

Mevis di Rosà (VI) ha origine da un clamoroso errore del fondatore, Adriano Visentin: l'acquisto di una macchina sbagliata per la tipologia di prodotto che voleva cominciare a realizzare. In seguito intelligenza e capacità imprenditoriali hanno fatto il resto.



Queste sono le parole del figlio Federico, amministratore delegato di questa società, che spiega l'accaduto:

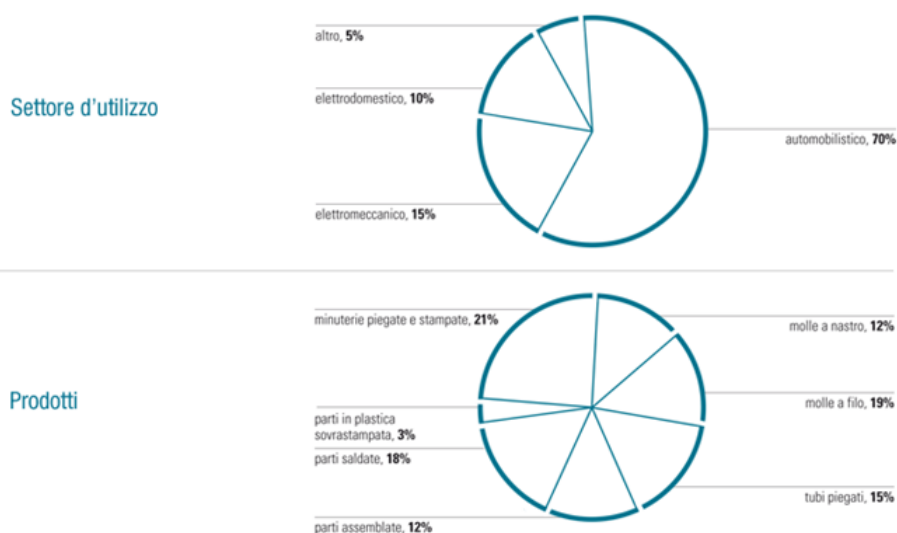
“Nel 1961, durante la visita ad una fiera a Milano, passeggiando fra gli stand, mio padre è colpito ad un piede da una grossa molla rotolata giù dalla macchina che l’ha appena prodotta. Nell’osservarla gli viene in mente che alcuni amici, occupati in imprese del distretto vicentino delle selle per biciclette, si lamentano sempre delle difficoltà che incontrano nel reperire le molle, dovendo spingersi fino a Lecco. Subito si rivolge al titolare della ditta espositrice e gli commissiona una macchina, non accorgendosi però che quella scelta non è una torsionatrice, adatta alla produzione delle molle a trazione utilizzate per le selle delle biciclette, bensì una avvolgitrice, specifica invece per molle a compressione.

Nonostante il clamoroso errore, non si perde d’animo e con opportune modifiche riesce comunque a far eseguire alla sua mac-

china anche gli occhielli, ma il risultato finale non è certo il massimo.

Mentre si rassegna all'idea di restituirla al mittente, interviene la fortuna: dal mercato la richiesta delle molle che voleva costruire sta crollando perché al loro posto, per le selle di biciclette, si stanno usando particolari forcelle; al contrario è in aumento la domanda di molle a compressione e dunque un'avvolgitrice è proprio ciò che ci vuole per far proseguire l'attività.,,(Borgo, 2011)

Da allora è passato più di mezzo secolo e ora presentare la Mevis come un mollificio sarebbe molto riduttivo, visto che diversi suoi prodotti entrano in altri segmenti della componentistica metallica. Nel suo corposo catalogo, infatti, oltre a tutte le tipologie di molle in filo e in nastro, troviamo bobine in rame, particolari in filo piegati e in tubo, tiranteria, contatteria, elementi tranciati e stampati, anelli ecc. Realizzati impiegando fili con diametri da 0,08 a 7 mm e nastri con spessori compresi fra 0,10 e 5 mm, i prodotti suddetti, dopo essere stati sottoposti se necessario a specifici trattamenti termici o superficiali, raggiungono il migliaio di clienti sparsi un po' in tutto il mondo e operanti, in ordine di importanza, nei settori automobilistico, elettromeccanico, elettrodomestico, motociclistico e nell'equipaggiamento sportivo. Tutte le attrezzature e gli stampi impiegati per la creazione dei particolari tranciati e stampati, che oggi rappresentano la voce più importante dell'offerta aziendale, nascono internamente.

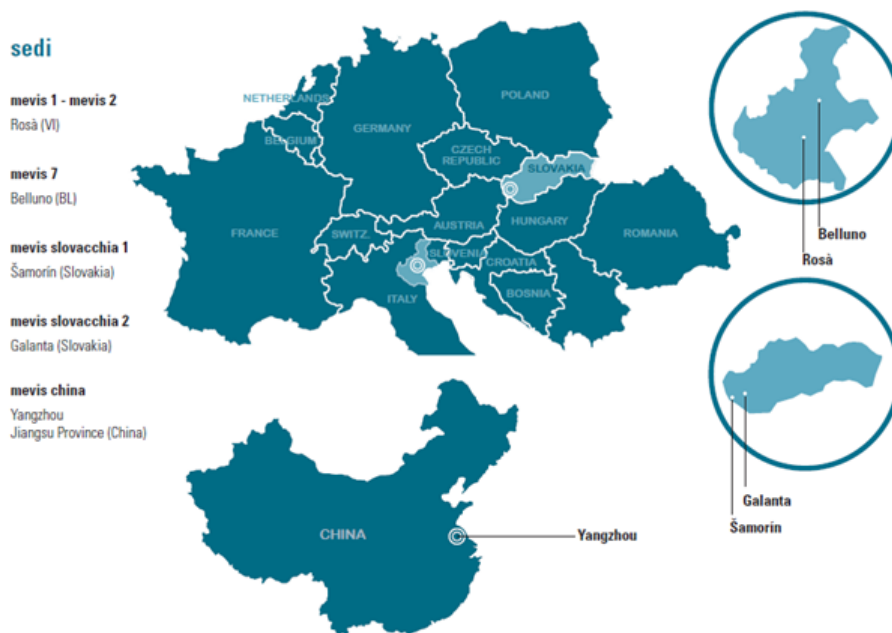


Continui e cospicui investimenti in impianti tecnologicamente avanzati (alcuni costruiti in casa dagli stessi suoi tecnici) abbinati ad un esteso uso

delle logiche di produzione e spedizione *Just in Time* e di *Lean Production (Kanban)* consentono alla società di garantire alla clientela una qualità rigorosa certificata dalle normative ISO 9001 e ISO TS16949.

Il *Just in Time* (spesso abbreviato in *JIT*), espressione inglese che significa appena in tempo, è una filosofia industriale che ha invertito il vecchio metodo di produrre prodotti finiti per il magazzino in attesa di essere venduti (detto logica *push*) passando alla logica *pull* secondo cui occorre produrre solo ciò che è stato già venduto o che si prevede di vendere in tempi brevi. In termini più pragmatici, ma anche riduttivi, è una politica di gestione delle scorte a ripristino che utilizza metodologie tese a migliorare il processo produttivo, cercando di ottimizzare non tanto la produzione quanto le fasi a monte, di alleggerire al massimo le scorte di materie prime e di lavorati necessari alla produzione. In pratica si tratta di coordinare i tempi di effettiva necessità dei materiali sulla linea produttiva con la loro acquisizione e disponibilità nel segmento del ciclo produttivo e nel momento in cui debbono essere utilizzati.

Il *kanban*, invece, termine giapponese che letteralmente significa insegna, indica un elemento del sistema *Just in time* di reintegrazione delle scorte mano a mano che vengono consumate. Il *kanban*, indicante la tipologia del materiale usato per una lavorazione, è apposto su un contenitore che una volta vuotato viene rifornito. Il flusso, in tempo reale, dell'approvvigionamento, evita gli stock di magazzino e i costi derivanti.



Nel corso degli anni la società ha avuto una crescita continua, aprendo altri nuovi stabilimenti, non solo in Italia. Nel 2013 sono arrivati fino in Cina, con la nascita di *Mevis High Precision Metal Components*: la prima unità produttiva e centro di sviluppo a Yangzhou.

1.2 Attività svolte

L'esperienza di stage presso la ditta Mevis è durata 350 ore e, per la prima volta, mi sono immerso in una realtà aziendale. Il primo periodo è stato dedicato ad un orientamento nell'azienda, alla conoscenza delle persone che vi lavoravano ed alla comprensione di tutte le procedure e le logiche utilizzate dall'azienda per il controllo della qualità. Il controllo qualità effettuato finora era principalmente una registrazione cartacea delle caratteristiche fondamentali dei pezzi prodotti e solo in pochi casi le misurazioni venivano registrate nel gestionale *SAP*.

Uno degli obiettivi dello stage era appunto verificare cosa il gestionale *SAP* mettesse a disposizione come analisi statistiche e definire, per le carte potenzialmente applicabili alla realtà Mevis, le modalità con cui andassero utilizzate.

Il fine ultimo dello stage è stato quello di creare una carta di controllo idonea alla sorveglianza delle caratteristiche dei codici analizzati, al fine di migliorarne il processo. Per questo tra la varietà di prodotti disponibile, si è scelto di analizzare la *Custodia AM80S* ed il *Verroulame*, poiché entrambi sono dei pezzi prodotti da molti anni, con continuità ed in grande quantità.

1.2.1 Custodia AM80S

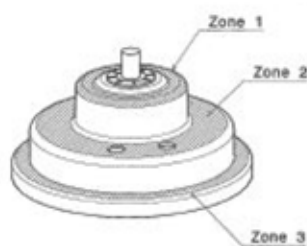


Figura 1.1: Disegno della Custodia AM80S

Il primo codice in analisi è la *Custodia AM80S*, che sarà utilizzata dal cliente, come cassa di risonanza, per la produzione di avvisatori acustici. Per la creazione di questo pezzo viene utilizzata una pressa, composta da 14 stazioni, che trasforma il nastro di materia prima (acciaio dolce laminato

per incrudimento) nella forma desiderata e l'assembla con un nucleo, pezzo metallico posizionato al centro della parte superiore della custodia (zona 1 - Fig. 1.1).

La prima stazione della pressa consiste nella tranciatura della lastra, effettuata in modo da minimizzare gli scarti. Dalla seconda alla sesta stazione ci sono tutte le fasi di imbottitura, che permettono la creazione delle profondità tra le varie zone. Alla settima stazione avviene la calibrazione degli spigoli e delle circonferenze, che consentono di passare dall'imbottitura approssimativa alla creazione della forma finale della custodia. Nell'ottava stazione vengono effettuati tutti i fori:

- il foro centrale della zona 1, di forma decagonale, dove in seguito sarà posizionato il nucleo.
- i due fori effettuati nella zona 2, che serviranno al cliente per il posizionamento delle molle che creeranno la vibrazione sonora.
- un altro foro effettuato nella zona 2, il quale andrà successivamente filettato.

Nelle stazioni 9 e 10 sono realizzate le slabbrature ai fori, la filettatura al foro singolo della zona 2 e la tranciatura del profilo esterno. Il nucleo viene assemblato con la custodia nella stazione 11, grazie ad una tavola rotante, che lo preleva e lo posiziona, ed allo stampo che lo fissa in modo permanente. Nella stazione seguente il nucleo viene coniato, cioè vengono formati otto denti sulla superficie (Fig. 1.2) che permetteranno una maggiore aderenza con la staffa, la quale sarà fissata, a prodotto finito, dal cliente. Nelle ultime due stazioni viene creato il bordo esterno della zona 3, piegandolo prima a 45° e poi a 90° .

Per controllare che tutti i pezzi prodotti siano conformi alle richieste del cliente, vengono effettuati dei controlli in più parti dell'oggetto in esame.



Figura 1.2: Immagini che mostrano l'unione tra il nucleo e la custodia

In particolare, in questa analisi, vedremo:

1. la caratteristica che indica l'altezza tra il primo livello di imbottitura (zona 3) della custodia e la parte posteriore del nucleo, che si trova all'interno della custodia. In seguito sarà indicata solamente con il termine altezza.
2. la caratteristica che indica la distanza tra il piano del primo livello di imbottitura ed il secondo livello di imbottitura della custodia (zona 2). Sarà indicata solamente con il termine distanza.
3. la caratteristica che indica l'inclinazione del primo livello di imbottitura. Può essere al massimo di 0.07 mm. In seguito sarà chiamata inclinazione.
4. la caratteristica che indica la forza necessaria per la rotazione della coppia nucleo/custodia. Serve per controllare che nucleo e custodia siano ben fissati tra loro ed ha una soglia minima di 16 Nm. Sarà identificata con il termine rotazione.
5. la caratteristica che indica la forza necessaria per lo svitamento della coppia staffa/custodia. Serve per controllare che la staffa rimanga fissata alla custodia, un ruolo importante è svolto dai denti formati nella stazione 12 della pressa. Ha una soglia minima di 13 Nm e sarà chiamata svitamento.

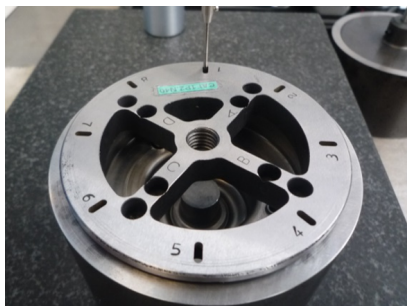


Figura 1.3: Strumento utilizzato per identificare le differenti posizioni in cui effettuare le misurazioni

1.2.2 Verroulame

Il secondo codice in analisi è il *Verroulame*, una speciale molla con denti, utilizzata per il movimento antero-posteriore dei sedili anteriori delle automobili. I denti sono fondamentali per il bloccaggio del sedile sulle slitte. Questo codice necessita di una percentuale di *zero difetti*. Se, infatti, uno di

questi denti, che incastrandosi bloccano il movimento del sedile, si rompesse in fase di frenata, permetterebbe al sedile di scorrere in avanti, creando un serio pericolo per il passeggero. Per la creazione di questo pezzo viene utilizzata una pressa, composta da 3 stazioni che trasformano la lastra di materia prima (acciaio laminato a freddo da trattamento termico) nella forma desiderata. Successivamente il pezzo sarà temprato per aumentare la resistenza del materiale.

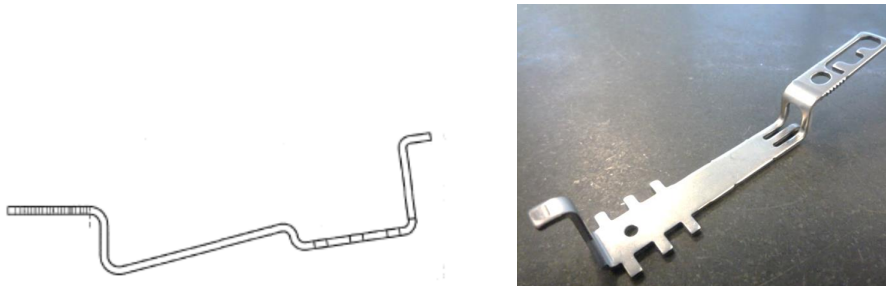


Figura 1.4: Immagini rappresentative del codice *Verroulame*

Le fasi

La prima stazione della pressa effettua la tranciatura della lastra e nella creazione dei fori. Nella seconda invece vengono eseguite tutte le pieghe, che permettono di dare la forma desiderata al materiale. La terza stazione, che è la più importante, effettua la calibrazione, cioè regola con la massima precisione gli angoli delle piegature, ed effettua la brocciatura, cioè la ritranciatura, più raffinata, dei denti, parte fondamentale per l'utilizzo del pezzo.

Data l'elevata criticità nella sicurezza dei passeggeri, ogni pezzo viene controllato automaticamente al 100% dopo la tempratura. Nonostante questo viene anche effettuato un controllo, antecedente alla tempratura, sulle due caratteristiche più importanti che saranno l'oggetto delle analisi del Capitolo 4:

- la caratteristica, identificata con il termine carico, viene misurata prima della tempratura del pezzo e serve per tenere sotto controllo il carico, necessario per sbloccare la molla e permettere il movimento al sedile. La prova fisica potrà essere fatta solamente quando il pezzo sarà temprato.
- la caratteristica assialità indica la centratura dei denti rispetto all'asse del pezzo. Questa quota è fondamentale perché sono proprio i denti a permettere il bloccaggio del sedile.

Modalità di rilevazione

Nella seguente tabella (Tabella 1.1) sono riportati alcuni dettagli sui tipi di rilevazione per caratteristica di qualità: intervallo di specifica, numero complessivo di osservazioni rilevate, ampiezza campionaria, frequenza di campionamento, informazione sul numero di posizioni rilevate (una o quattro).

Caratteristica	Limiti di specifica	N° oss.	Ampiezza campionaria	Frequenza	Posizioni rilevate
CUSTODIA AM80S					
Altezza	16.1 ± 0.1	575	5	2/h	1
Distanza	12.5 ± 0.1	460	1	2/h	4
Inclinazione	0.07 max	460	1	2/h	4
Rotazione	16 min	194	1	1/h	1
Svitamento	13 min	60	1	4/h	1
VERROULAME					
Carico	3.5 ± 0.5	747	5	2/h	1
Assialità	0 ± 0.35	747	5	2/h	1

Tabella 1.1: Modalità di rilevazione dei dati

Descrizione dei dataset

Tutte le rilevazioni fatte, sia per la *Custodia AM80S* che per il *Verroulame*, sono state segnate su un foglio chiamato modello Q10 (Fig. 1.5).

Frequenza: 5pz/2h		1	2	3	4	5
CARATTERISTICA (K)	16,20					
QUOTA 16.1 ± 0.1 mm	16,18 USC					
QUOTA	16,18					
16,1 +/- 0,1 mm	16,14					
STRUMENTO DI MISURA	16,12					
Comparatore	16,10					
SCHEMA DI MISURA	16,08					
	16,06					
	16,04					
	16,02 USC					
	16,00					

Figura 1.5: Modello Q10: foglio in cui vengono segnate le misure rilevate dall'addetto (in figura solo caratteristica altezza).

In questo modo non viene registrato il valore esatto della misura, ma viene segnato con una X l'intervallo in cui essa si trova. Questa modalità di rilevazione comporta un numero limitato di valori possibili, un aumento dell'imprecisione delle misurazioni ed una sottostima della varianza, come vedremo in seguito nel Capitolo 3. Per questo motivo si è deciso di tenere come valore misurato la media dei limiti dell'intervallo segnato.

Sono state riportate le misure ottenute ed i possibili fattori specifici in un file excel, ed è stata fatta una loro analisi grazie al programma R .

Caratteristica	Addetti	Colata	Tipo Intervento
CUSTODIA AM80S			
Altezza	4	4	/-MP-IR-IM
Distanza	4	4	/-MP-IR-IM
Inclinazione	4	4	/-MP-IR-IM
Rotazione	4	4	/-MP-IR-IM
Svitamento	4	4	/-MP-IR-IM
VERROULAME			
Carico	8	11	/-MP-IR-IM-stazioni
Assialità	8	11	/-MP-IR-IM-stazioni

Tabella 1.2: Descrizione dataset

In riferimento alla Tabella 1.2 per *Colata* si intende l'identificativo della composizione del materiale e per *Tipo Intervento* invece bisogna fare una distinzione tra i due codici. Entrambi hanno i 4 tipi di interventi standard ($/-MP-IR-IM$), che indicano rispettivamente: nessun intervento, cambio di Materia Prima, Intervento di Regolazione, Intervento di Manutenzione. Per il secondo codice invece, ci sono altri tipi di interventi da segnalare. Infatti i moduli delle stazioni vengono cambiati frequentemente perché soggetti ad usura. Per tener conto dei cambi di modulo sono state aggiunte al dataset 3 variabili, un per ogni stazione ($staz1$, $staz2$, $staz3$), ciascuna delle quali serve per tenere il conteggio di quanti moduli sono stati utilizzati fino a quel momento nella specifica stazione. Ad esempio, al primo cambio di modulo della stazione 1, solo il valore della variabile $staz1$ è stato modificato da 1 a 2, le altre due variabili, invece, sono rimaste invariate. Inoltre è presente un'altra variabile ($stazioni$) che conta il numero complessivo di moduli usati e non fa distinzione tra le diverse stazioni.

Indicativamente le stazioni 1 e 2 vengono sostituite ogni 500.000 pezzi, la stazione 3 invece ogni 300.000 pezzi.

Capitolo 2

Metodologie di analisi utilizzate

2.1 Analisi descrittiva

Come prima cosa è stata effettuata un'analisi descrittiva di tutte le caratteristiche in esame. Uno strumento molto utile in questi casi è dato dall'analisi grafica:

- Studio degli assunti distributivi e autocorrelazione utilizzando gli istogrammi, i *normal probability plot* e le rappresentazioni grafiche delle autocorrelazioni campionarie e parziali.
- Per lo studio delle differenze tra i vari gruppi delineati dai fattori presenti, sono stati utilizzati i *box-plot*.
- Infine, per investigare la presenza di potenziali fonti di variabilità, è stato utilizzato l'albero di regressione.

2.2 Analisi della varianza

2.2.1 Anova standard

L'analisi della varianza permette di confrontare la variabilità interna a due o più gruppi con la variabilità tra questi.

L'ipotesi alla base dell'analisi della varianza è che dati g gruppi, sia possibile scomporre la varianza in due componenti: Varianza interna ai gruppi (anche detta Varianza *Within*, σ_W^2) e Varianza tra i gruppi (Varianza *Between*, σ_B^2).

In altre parole, il confronto si basa sull'idea che se la variabilità interna ai gruppi è relativamente elevata rispetto alla variabilità tra i gruppi, allora probabilmente la differenza tra questi gruppi è determinata solamente

dalla variabilità interna, poiché la variabilità tra i gruppi non risulta essere significativa.

La relazione tra varianza totale σ^2 riferita alle N unità (numero complessivo delle osservazioni) e varianze *Within* e *Between* risulta essere:

$$\sigma^2 = \sigma_W^2 + \sigma_B^2$$

Il modello prevede che:

$$x_{ij} = \mu + \alpha_i + \varepsilon_{ij}$$

con i che indica il gruppo e j che indica l'unità all'interno del gruppo. L'ipotesi nulla prevede che:

- i valori osservati derivino da una distribuzione gaussiana;
- abbiano stessa media μ e stessa varianza σ^2 ;
- α_i sia uguale per tutti i gruppi (e pertanto nullo).

Siano:

g : il numero di gruppi.

n_i : la numerosità dei singoli gruppi.

$N = \sum_{i=1}^g n_i$: il numero complessivo di casi osservati.

SSQ_a : la somma degli scarti quadratici delle medie dei singoli gruppi (\bar{x}_i) dalla media generale $\bar{\bar{x}}$;

SSQ_e : la somma degli scarti quadratici dei singoli valori x_{ij} rispetto alla media \bar{x}_i del gruppo a cui appartengono;

SSQ_{tot} : la somma degli scarti quadratici di tutti singoli valori rispetto alla media generale $\bar{\bar{x}}$.

Ovvero:

$$\bar{\bar{x}} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^g \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij}$$

$$\bar{x}_i = \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij}$$

$$SSQ_a = \sum_{i=1}^g n_i (\bar{x}_i - \bar{\bar{x}})^2$$

$$SSQ_e = \sum_{i=1}^g \sum_{j=1}^{n_i} (x_{ij} - \bar{x}_i)^2$$

$$SSQ_{tot} = \sum_{i=1}^g \sum_{j=1}^{n_i} (x_{ij} - \bar{x})^2 = SSQ_e + SSQ_a$$

La statistica test diventa:

$$T = \frac{SSQ_a/(g-1)}{SSQ_e/(N-g)}$$

Tale valore viene confrontato con i valori di una variabile casuale avente la distribuzione di *Fisher-Snedecor* con $g-1$ e $N-g$ gradi di libertà.

2.2.2 Nested Anova

In presenza di più fonti di variabilità è necessario adottare un modello per i dati differente rispetto a quello del capitolo precedente. Per questo motivo si utilizza una struttura annidata, che permetterà di tenere conto di tutte le fonti di variabilità presenti. Come si vedrà nei capitoli successivi, non si vorrà solamente tener conto della variabilità delle medie campionarie, ma anche di altre fonti, come ad esempio la settimana di produzione, quindi si adotterà un modello più complesso:

$$x_{ijk} = \mu + S_i + C_{ij} + \varepsilon_{ijk}$$

dove:

- $S_i \sim N(0, \sigma_S^2); \quad i = 1, \dots, s$
- $C_{ij} \sim N(0, \sigma_C^2); \quad j = 1, \dots, c$
- $\varepsilon_{ijk} \sim N(0, \sigma_E^2); \quad k = 1, \dots, n$

μ è la media del processo, s è il numero delle settimane misurate, c è il numero dei campioni sui quali vengono effettuate le misurazioni in ogni settimana ed n è il numero di misurazioni effettuate in ogni campione.

Questo modello ha dunque tre componenti di varianza: σ_S^2 , σ_C^2 e σ_E^2 . La componente di varianza σ_E^2 è stimata calcolando la varianza entro ogni campione in ogni settimana e mediando queste sc stime:

$$\hat{\sigma}_E^2 = \frac{1}{sc} \sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^c \sum_{k=1}^n \frac{(x_{ijk} - \bar{x}_{ij})^2}{n-1}$$

Per ottenere la stima della componente di varianza σ_C^2 si deve innanzitutto stimare la varianza delle medie per campione, calcolata con:

$$\hat{\sigma}_C^2 = \frac{1}{s} \sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^c \frac{(\bar{x}_{ij} - \bar{x}_i)^2}{c-1}$$

Ora, la componente di varianza dei campioni σ_C^2 è stimata tramite:

$$\hat{\sigma}_C^2 = \hat{\sigma}_C^2 - \frac{\hat{\sigma}_E^2}{n}$$

Per ottenere la stima della componente di varianza σ_S^2 si deve innanzitutto stimare la varianza delle medie per settimana, calcolata con:

$$\hat{\sigma}_S^2 = \sum_{i=1}^s \frac{(\bar{x}_i - \bar{\bar{x}})^2}{s-1}$$

Ora, la componente di varianza delle settimane è stimata tramite:

$$\hat{\sigma}_S^2 = \hat{\sigma}_S^2 - \frac{\hat{\sigma}_C^2}{c} - \frac{\hat{\sigma}_E^2}{cn}$$

In modo analogo a quanto fatto per il calcolo della statistica test nel caso standard, si andrà a verificare se la variabilità dei campioni entro la settimana è ignorabile

$$\begin{array}{l} H_0 : \sigma_C^2 = 0 \\ H_1 : \sigma_C^2 \neq 0 \end{array} \text{ Se si rifiuta l'ipotesi nulla } \Rightarrow \hat{\sigma}_C^2 = \hat{\sigma}_C^2 + \frac{\hat{\sigma}_E^2}{n}$$

e se la settimana è una fonte di variazione ignorabile

$$\begin{array}{l} H_0 : \sigma_S^2 = 0 \\ H_1 : \sigma_S^2 \neq 0 \end{array} \text{ Se si rifiuta l'ipotesi nulla } \Rightarrow \hat{\sigma}_S^2 = \hat{\sigma}_S^2 + \frac{\hat{\sigma}_C^2}{c} + \frac{\hat{\sigma}_E^2}{cn}$$

Per modelli con maggiori livelli di annidamento, il procedimento da adottare è lo stesso: ottenere una stima per la componente di varianza di livello più basso e usare questa per derivare quella della componente di livello più alto.

2.3 Carte di controllo

Le carte di controllo sono uno strumento statistico utile per verificare se il processo generatore dei dati sia più o meno stabile (Iacobini, 2000). Il disegno di una carta prevede che vengano tracciati due limiti che definiscono la regione di accettazione dell'ipotesi di stabilità, un limite di controllo inferiore (*LCL*) e un limite di controllo superiore (*UCL*). All'interno di questi viene delineata una linea centrale (*LC*), che indica il valore medio della nostra

statistica di controllo. Se la statistica cade nella regione esterna ai limiti, si conclude che il processo è fuori controllo e si segnala un allarme. Se vi è una segnalazione di allarme, ma il processo è in uno stato di in-controllo, si parla di falso allarme.

I limiti di controllo sono così calcolati:

$$LCL = \mu_w - L\sigma_w$$

$$UCL = \mu_w + L\sigma_w$$

dove w è un'opportuna statistica di controllo e L è una quantità che viene scelta in modo da avere una prestabilita performance in controllo.

Detta RL la variabile casuale *Run Length* che conta il numero di campioni osservati fino alla segnalazione di un allarme, L è usualmente trovata in modo che $E[RL] = ARL_0$, dove ARL_0 è un valore grande scelto opportunamente.

2.3.1 Carta Shewhart

Le carte di controllo di tipo Shewhart, (Shewhart, 1931), fanno parte delle carte di controllo senza memoria. La statistica di controllo, funzione dei dati osservati, non tiene conto infatti delle informazioni provenienti dagli istanti precedenti. Gli assunti che devono essere soddisfatti perché possano applicarsi le carte di tipo Shewhart sono la normalità e l'indipendenza delle osservazioni. Questa carta è composta dalla statistica di controllo w , che misura la caratteristica da monitorare, e dai limiti di controllo.

La statistica di controllo w è data da:

$$w_t = g(x_t)$$

I limiti di controllo, invece, soddisfano le seguenti relazioni:

$$LCL = \mu_w - L\sigma_w$$

$$LC = \mu_w$$

$$UCL = \mu_w + L\sigma_w$$

In particolare, per determinare L , se si considera che la variabile casuale *Run Length* in controllo (RL_0) abbia distribuzione geometrica $RL_0 \sim Geom(\alpha)$, dove $\alpha = P_{H_0}\{w_t \notin (LCL, UCL)\}$, allora $ARL_0 = E[RL_0] = \frac{1}{\alpha}$.

Nelle analisi dei capitoli successivi verrà utilizzato un ARL_0 di 370, in modo da avere una probabilità di errore di I° tipo (α) di 0.0027, ottenuta quando $L = 3$ ($L = Z_{1-\frac{\alpha}{2}}$).

In questa analisi si avranno casi in cui sono stati raccolti campioni di ampiezza maggiore di 1 e casi in cui sono state raccolte misure singole (vedi Tab. 1.1 a pag. 8), per questo verranno utilizzate differenti carte Shewhart, anche in base alla statistica di controllo di interesse (Tab. 2.1).

Statistica di controllo	Limiti di controllo		
	LCL	LC	UCL
Per $n > 1$	$\mu_w = \bar{x}$		$\sigma_w = \frac{s}{c_4}$
Media	$\mu_w - L \frac{\sigma_w}{\sqrt{n}}$	μ_w	$\mu_w + L \frac{\sigma_w}{\sqrt{n}}$
Dev. std.	$c_4 \sigma_w - L \sigma_w \sqrt{(1 - c_4^2)}$	$c_4 \sigma_w$	$c_4 \sigma_w + L \sigma_w \sqrt{(1 - c_4^2)}$
Per $n = 1$	$\mu_w = \bar{x}$		$\sigma_w = \frac{MR}{d_2}$
Misure singole	$\mu_w - L \sigma_w$	μ_w	$\mu_w + L \sigma_w$
Moving Range	$d_2 \sigma_w - L d_3 \sigma_w$	$d_2 \sigma_w$	$d_2 \sigma_w + L d_3 \sigma_w$

Tabella 2.1: Limiti di controllo per le carte Shewhart

2.3.2 Carta di controllo in presenza di componenti di variazione gerarchica

Quando l'elevata variabilità non è dovuta alla presenza di cause speciali ma al fatto che il limiti di controllo, valutati secondo la teoria delle carte Shewhart, risultano inappropriati, bisogna utilizzare un altro approccio.

La stima delle componenti di variazione è dunque utile quando si ipotizza che il processo possa esibire una variazione totale più grande di quella misurata dalla variazione entro i sottogruppi. Uno studio su 1000 processi industriali ha mostrato come il 90% esibisca una variazione delle medie tra sottogruppi significativamente più grande di quella misurata attraverso la variazione *within*.

In presenza di una variazione significativa tra i sottogruppi usare la variazione entro i gruppi per costruire i limiti di controllo per la carta Shewhart può portare a risultati fuorvianti, mentre è più conveniente ottenere dei limiti che riflettano anche la variazione tra i gruppi.

Si consideri dunque il caso in cui nonostante i sottogruppi razionali siano tra loro indipendenti possano esistere per ciascuna misura delle diverse componenti di variazione. La teoria Shewhart standard afferma che la variazione entro i sottogruppi (σ_w) sia l'unica fonte di variabilità. Per la j^{th} misurazione dell' i^{th} sottogruppo si ipotizza cioè

$$x_{ij} = \mu + \sigma_w \varepsilon_{ij}$$

In buona parte dei processi manifatturieri questo modello non è però adeguato. Esistono infatti fonti di variabilità aggiuntiva legate ai cambiamenti di temperatura, pressione, materiali e altri fattori. Per questo motivo, a seconda del numero di fonti di variabilità, si utilizzano modelli differenti, come nell'esempio del Cap. 2.2.2, in cui si utilizza tale modello:

$$x_{ijk} = \mu + S_i + C_{ij} + \varepsilon_{ijk}$$

I limiti di controllo aggiustati sono dunque pari a:

$$LCL = \hat{\mu} - L\hat{\sigma}$$

$$UCL = \hat{\mu} + L\hat{\sigma}$$

con $\hat{\mu} = \bar{\bar{x}}$ e $\hat{\sigma} = \sqrt{\hat{\sigma}_S^2 + \frac{\hat{\sigma}_C^2}{c} + \frac{\hat{\sigma}_E^2}{cn}}$ (vedi Cap. 2.2.2 per dettagli).

2.3.3 Carta di accettazione

In molte situazioni in cui vengono usate le carte di controllo, l'interesse principale è quello di ridurre la variabilità del processo e migliorarne continuamente le prestazioni. Nel caso in cui si sia già raggiunto un elevato livello di capacità del processo, diviene a volte utile allentare il livello di sorveglianza ottenibile con le carte standard. Un modo di realizzare il controllo ridotto è attraverso l'uso delle carte di accettazione (Montgomery, 2000). La carta di controllo di accettazione tiene conto sia del rischio di giudicare erroneamente il comportamento di un processo operante a un livello di qualità soddisfacente (*errore di I tipo*), sia del rischio di accettare come buono un livello di qualità non soddisfacente (*errore di II tipo*). La carta di controllo viene costruita specificando la numerosità campionaria e la frazione γ di elementi non conformi che si desidera rifiutare con probabilità pari a $(1 - \beta)$. In tal caso i limiti di controllo sono:

$$\begin{aligned} UCL &= \mu_U - \frac{Z_{1-\beta}\sigma}{\sqrt{n}} \\ &= USL - Z_{1-\gamma}\sigma - \frac{Z_{1-\beta}\sigma}{\sqrt{n}} \\ &= USL - \sigma \left(Z_{1-\gamma} + \frac{Z_{1-\beta}}{\sqrt{n}} \right) \end{aligned} \quad (2.1)$$

$$\begin{aligned} LCL &= \mu_L + \frac{Z_{1-\beta}\sigma}{\sqrt{n}} \\ &= LSL + Z_{1-\gamma}\sigma - \frac{Z_{1-\beta}\sigma}{\sqrt{n}} \\ &= LSL + \sigma \left(Z_{1-\gamma} + \frac{Z_{1-\beta}}{\sqrt{n}} \right) \end{aligned} \quad (2.2)$$

Si noti che i limiti calcolati sono interni ai valori di μ_L e μ_U , che produrrebbero una frazione di non conformi pari a γ .

2.3.4 Carta EWMA

Le carte Shewhart illustrate precedentemente hanno un limite: esse fanno uso solamente dell'informazione sul processo contenuta nell'ultimo istante di osservazione. Le carte *EWMA*, carte a medie mobili pesate esponenzialmente (J.M. Lucas, 1990), costituiscono a tal proposito un'utile alternativa, fanno infatti uso delle informazioni precedenti rendendo sensibile la carta a piccole modifiche del livello medio del processo.

La statistica di controllo consiste in una media mobile ponderata delle osservazioni passate, dove viene assegnato a ciascun valore un peso, e si definisce nel seguente modo:

$$w_i = \lambda x_i + (1 - \lambda)w_{i-1}$$

dove $0 < \lambda \leq 1$ è la costante di lisciamento e il valore w_0 è la stima del valore di riferimento μ_0 . Se sostituiamo w_{i-1} con i rispettivi valori otteniamo:

$$w_i = \lambda \sum_{j=0}^{i-1} (1 - \lambda)^j x_{i-j} + (1 - \lambda)^i w_0$$

Se gli x_i sono determinazioni di variabili casuali indipendenti di varianza comune σ^2 , la varianza della statistica *EWMA* è pari a:

$$\sigma_{w_i}^2 = \frac{\sigma_0^2}{n} \left(\frac{\lambda}{2 - \lambda} \right) [1 - (1 - \lambda)^{2i}]$$

Il termine: $1 - (1 - \lambda)^{2i} \rightarrow 1$ per $i \rightarrow \infty$.

I limiti di controllo per la carta *EWMA* quindi sono:

Limiti di controllo

$$\begin{aligned} LCL &= \mu_0 - L \frac{\sigma_0^2}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{\lambda}{2 - \lambda}} [1 - (1 - \lambda)^{2i}] \\ LC &= \mu_0 \\ UCL &= \mu_0 + L \frac{\sigma_0^2}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{\lambda}{2 - \lambda}} [1 - (1 - \lambda)^{2i}] \end{aligned}$$

Limiti di controllo asintotici

$$\begin{aligned} LCL &= \mu_0 - L \frac{\sigma_0^2}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{\lambda}{2 - \lambda}} \\ LC &= \mu_0 \\ UCL &= \mu_0 + L \frac{\sigma_0^2}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{\lambda}{2 - \lambda}} \end{aligned}$$

Nel caso che i parametri μ_0 e σ_0 siano ignoti vengono stimati rispettivamente con la media e la varianza campionaria. Il parametro λ è detto costante di lisciamento esponenziale e permette di stabilire il peso che si vuol dare all'informazione presente e passata. Più grande è il suo valore (varia da 0 a 1) più grande sarà il peso dato all'informazione corrente. Ad esempio con $\lambda = 1$ non si tiene conto delle informazioni passate, infatti si ottiene una

carta Shewhart.

I parametri λ e L dipendono da due valori: l'ampiezza del cambiamento nella media che si vuole individuare e dall' ARL in controllo. Per determinare la coppia di valori sono stati utilizzati i normogrammi di Crowder (1989), grazie ai quali, prima si potrà ricavare il valore di λ e poi, a seconda del valore ottenuto, anche il valore di L , necessario per definire l'ampiezza dei limiti di controllo.

2.3.5 Carta MEWMA

La carta MEWMA (*Multivariate Exponentially Weighted Moving Average*) è una estensione della carta EWMA univariata (C.A. Lowry, 1992).

Sia $\underline{x}_1, \underline{x}_2, \dots, \underline{x}_i, \dots$ una sequenza di vettori p -variati distribuiti normalmente con vettore delle medie $\underline{\mu}$ e matrice di dispersione $\underline{\Sigma}$. Si assuma come nota la matrice di dispersione, sebbene di fatto essa venga stimata durante un periodo di base ritenuto in controllo. I vettori p -variati possono rappresentare singole osservazioni oppure possono essere medie campionarie dei sottogruppi delle osservazioni per ogni istante campionario ($i = 1, 2, \dots$).

L'obiettivo della carta di controllo è quello di rilevare scostamenti significativi dalla media del processo nel corso del tempo, dal vettore target $\underline{\mu}_0$.

La carta MEWMA si basa sulla seguente quantità:

$$\underline{Z}_i = \underline{\Lambda} \underline{x}_i + (1 - \underline{\Lambda}) \underline{Z}_{i-1}$$

dove $\underline{\Lambda}$ rappresenta la matrice diagonale con i valori $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p$; si assume che $\lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_p = \lambda$ e si pone $\underline{Z}_0 = \underline{\mu}_0$.

La quantità rappresentata sulla carta è:

$$T_i^2 = (\underline{Z}_i - \underline{\mu}_0)^T \underline{\Sigma}_{\underline{Z}_i}^{-1} (\underline{Z}_i - \underline{\mu}_0)$$

In cui la matrice di covarianza è:

$$\underline{\Sigma}_{\underline{Z}_i} = \frac{\lambda}{2 - \lambda} [1 - (1 - \lambda)^{2i}] \underline{\Sigma}$$

Il limite di controllo (H) è solamente superiore, poiché la quantità rappresentata sulla carta (T_i^2) è sempre positiva. Questo limite è calcolato sempre grazie ai valori di ARL_0 e λ .

2.4 Capacità

Le carte di controllo sono un potente mezzo per mantenere un processo sotto controllo statistico, indicando le azioni correttive che devono essere intraprese al fine di eliminare le cause di variabilità indesiderata.

Tuttavia esse non tengono conto delle specifiche a cui il processo deve attenersi, come ad esempio le tolleranze di lavorazione o altre caratteristiche richieste. Il loro utilizzo non è dunque sufficiente per comprendere la reale capacità di un processo, né come questo possa essere migliorato.

La capacità si può definire come:

“L’abilità nel compiere un incarico o ottenere un risultato che viene definito dalle specifiche richieste dal cliente,”

A questo scopo vengono definiti gli indici di capacità, che rappresentano l’abilità del processo preso in esame di generare prodotti conformi alle specifiche. Essi, inoltre, permettono di riassumere in modo molto conciso i dati di un processo produttivo con il vantaggio di essere quantità adimensionali e quindi facilmente interpretabili e paragonabili tra loro.

2.4.1 Indici di capacità

Gli indici più comunemente usati sono C_p e C_{pk} . Essi richiedono che i dati abbiano determinate condizioni:

- i dati devono essere distribuiti normalmente
- i dati devono essere incorrelati
- il processo deve essere sotto controllo

Il C_p si basa sul rapporto tra i limiti di specifica USL e LSL , imposti dal cliente, e la variabilità di breve periodo σ_{ST} .

$$C_p = \frac{USL - LSL}{6\sigma_{ST}}$$

Il C_{pk} , invece, tiene conto anche della media del processo μ e rappresenta il valore minimo tra le distanze della media dai limiti di specifica divise per 3 volte la variabilità di breve periodo σ_{ST} .

$$C_{pk} = \min \left\{ \begin{array}{l} \frac{USL - \mu}{3\sigma_{ST}} \\ \frac{\mu - LSL}{3\sigma_{ST}} \end{array} \right.$$

Il valore di C_p più comunemente accettato come limite inferiore per la determinazione se un processo sia capace è $C_p = 1.33$, assicurando dunque che, se il processo è centrato, i dati stiano più o meno dentro al 75% del campo di variabilità specificato.

Indici di capacità	Valutazione
$Cp \geq 1.33$	Processo Capace
$1 \leq Cp \leq 1.33$	Processo Marginalmente Capace
$Cp \leq 1$	Processo Non Capace
$Cpk = Cp$	Processo Centrato
$Cpk \leq Cp$	Processo Non Centrato
$Cpk = 0$	Processo Centrato su uno dei limiti di specifica

Tabella 2.2: Valutazione indici di capacità.

2.4.2 Indici di performance

Gli indici di performance Pp e Ppk servono per valutare l'andamento del processo nel lungo periodo, per questo vengono utilizzate le medesime formule degli indici di capacità, sostituendo la variabilità di breve periodo σ_{ST} con la variabilità di lungo periodo σ_{LT} .

$$Pp = \frac{USL - LSL}{6\sigma_{LT}}$$

$$Ppk = \min \left\{ \begin{array}{l} \frac{USL - \mu}{3\sigma_{LT}} \\ \frac{\mu - LSL}{3\sigma_{LT}} \end{array} \right.$$

2.4.3 Indice di stabilità

L'indice di stabilità valuta il rapporto tra la variabilità di lungo periodo σ_{LT} e la variabilità di breve periodo σ_{ST} .

$$\text{Indice di stabilità} = \frac{\sigma_{LT}}{\sigma_{ST}}$$

con

$$\sigma_{ST} = \frac{\bar{s}}{c_4} \quad e \quad \bar{s} = \frac{\sum_{i=1}^m s_i}{m}$$

dove \bar{s} è la media delle deviazioni standard campionarie, m è il numero di campioni disponibili e c_4 la costante utilizzata per correggere la distorsione di s .

$$\sigma_{LT} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{m \cdot n} (x_i - \bar{x})^2}{m \cdot n - 1}}$$

Se il processo è stabile l'indice risulterà essere vicino ad 1. Se invece l'indice è maggiore di 1.33 significa che il processo è instabile, poiché non agiscono solamente cause comuni ma anche cause speciali.

2.4.4 Indici di capacità per dati non-normali: il metodo di Clements

Un'operazione necessaria prima del calcolo degli indici di capacità, è controllare che la caratteristica di qualità X relativa al processo segua la distribuzione Normale. Questo perché le proprietà enunciate nelle pagine precedenti, riguardanti gli indici di capacità, rimangono valide solo se non si rifiuta l'ipotesi di normalità.

Nelle analisi dei prossimi capitoli verrà utilizzato il metodo di Clements (Clements, 1989) per calcolare correttamente gli indici di capacità in presenza di dati non-normali.

Questa metodologia si basa sull'ipotesi che la distribuzione di X possa essere rappresentata da una curva di Pearson. Si trova il valore di Θ del range, in modo che

$$P(\mu - \Theta\sigma_{ST} \leq X \leq \mu + \Theta\sigma_{ST}) = 0.9973$$

A partire dalle stime dell'asimmetria (2.3) e della curtosi (2.4)

$$\sqrt{\beta_1} = \frac{n \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3}{(n-1)(n-2)s^3} \quad (2.3)$$

$$\beta_2 = \frac{n(n+1) \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^4}{(n-1)(n-2)(n-3)s^4} - \frac{3(n-1)^2}{(n-2)(n-3)} \quad (2.4)$$

esistono delle tabelle che restituiscono i valori di Θ_l e Θ_u che soddisfano

$$\begin{cases} P(\mu - \Theta_l\sigma_{ST} \leq X) = 0.00135 \\ P(X \geq \mu + \Theta_u\sigma_{ST}) = 0.00135 \end{cases} \Rightarrow \Theta = \Theta_u - \Theta_l \Rightarrow C_p = \frac{USL - LSL}{\Theta\sigma_{ST}}$$

Dopo aver stimato la media e la deviazione standard si calcolano i percentili aggiustati per la normalità. Il valore *mediana* (Θ_{med}) è ricavato anch'esso dalle tabelle in funzione dei valori dell'asimmetria e della curtosi.

$$\left\{ \begin{array}{l} X_{0.00135} = \mu - \Theta_l \sigma_{ST} \\ X_{0.5} = \mu + \Theta_{med} \sigma_{ST} \\ X_{0.99865} = \mu + \Theta_u \sigma_{ST} \end{array} \right.$$

Dopo aver ottenuto i percentili aggiustati si potrà procedere al corretto calcolo degli indici di capacità:

$$C_p = \frac{USL - LSL}{X_{0.99865} - X_{0.00135}}$$

$$C_{pk} = \min \left(\frac{X_{0.5} - LSL}{X_{0.99865} - X_{0.00135}}, \frac{USL - X_{0.5}}{X_{0.99865} - X_{0.00135}} \right)$$

Capitolo 3

Custodia AM80S

3.1 Altezza

Per questa caratteristica sono state misurati 5 pezzi per campione, per questo l'analisi verterà sulle medie campionarie e non sulle osservazioni singole. Per prima cosa sono stati valutati gli assunti di normalità (Fig. A.1) ed incorrelazione (Fig. 3.1), che mostra in modo evidente la forte correlazione presente.

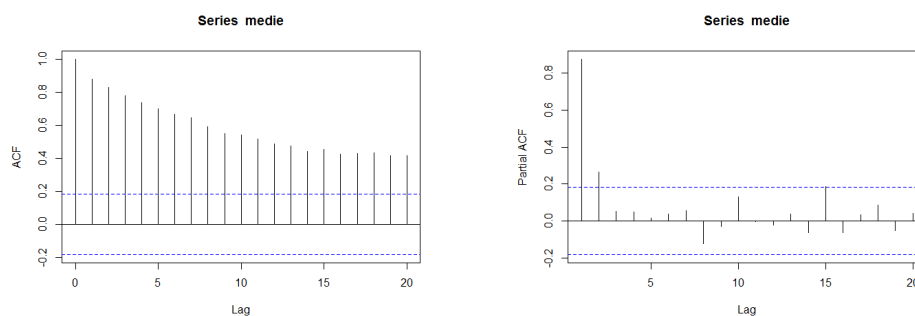


Figura 3.1: Grafici per la valutazione dell'autocorrelazione presente nei dati.

Per valutare la normalità è stato utilizzato anche il test di Shapiro-Wilk, da cui è risultato un p -value di 0.001, che porta al rifiuto dell'ipotesi di normalità delle medie campionarie.

Queste deviazioni della normalità e la presenza di autocorrelazione potrebbero essere dettate dalla presenza di cause speciali.

La Fig. 3.2 mostra le due carte Shewhart per la sorveglianza della stabilità della media e della deviazione standard della caratteristica altezza.

Il target è posto a $16.1mm$ ed i limiti di specifica definiti dal cliente a $16mm$ e $16.2mm$. I limiti a 3σ sono segnati con una linea continua ed invece i limiti a 1σ e 2σ con una linea tratteggiata.

La stima media del processo è stata calcolata facendo la media delle medie campionarie ed è risultata: $\hat{\mu} = 16.12$. La stima della deviazione standard, invece, è risultata: $\hat{\sigma} = \frac{\bar{s}}{c_4} = 0.01$, con $c_4 = 0.94$ per $n = 5$. Per il calcolo dei limiti si veda la Tabella 2.1.

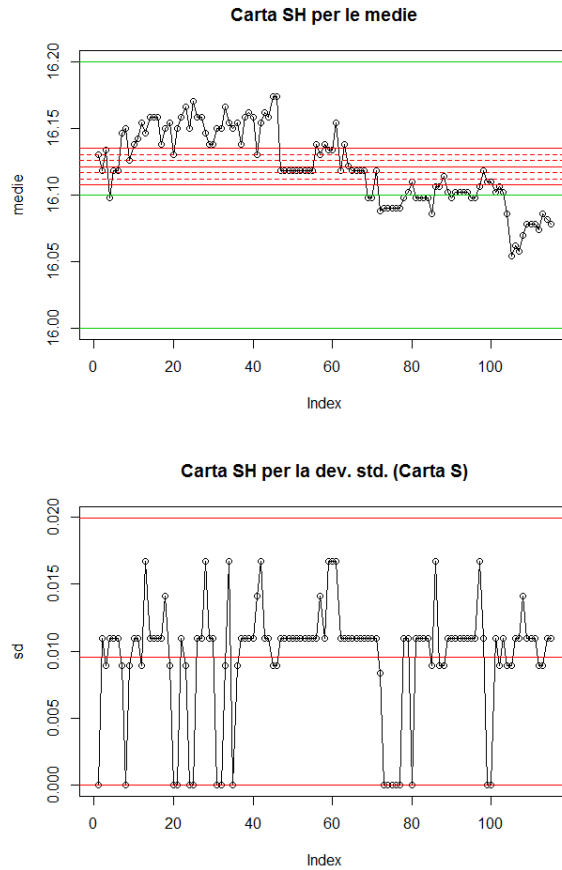


Figura 3.2: Carte Shewhart per la sorveglianza della stabilità della media e della deviazione standard della caratteristica altezza.

Dal primo grafico si nota che i limiti di controllo sono molto stretti rispetto alla variabilità mostrata dal processo. Questo risultato è dovuto al fatto che la varianza di breve periodo, calcolata con gli scarti tipo campionari, tiene conto solamente della variabilità naturale del processo e non considera le cause speciali, che in questo caso sembrano ineliminabili. Dalla carta S invece non si evidenzia nessun fuori controllo, ma degli andamenti compatibili con l'autocorrelazione.

Nonostante il processo risulti capace, non è però stabile; per tale ragione bisogna investigare se ci siano dei fattori che possano aver determinato tale

instabilità.

Sono stati effettuati 12 interventi: un solo intervento di regolazione ed 11 cambi di materia prima. Durante un cambio di materia prima potrebbero esserci stati anche interventi di regolazione, inoltre spesso capita che vengano effettuati dei piccoli interventi di regolazione che potrebbero non venire segnalati dagli addetti. Per questo motivo potrebbero esserci dei lievi cambiamenti nella media del processo, apparentemente non dovuti a nessun intervento.

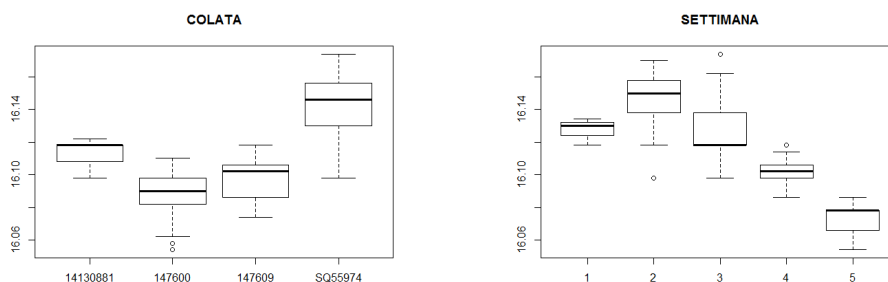


Figura 3.3: Box-plot delle medie per i fattori *Colata* e *Settimana*.

L'evidente differenza tra le medie di ogni *colata* potrebbe essere dovuta ad altri fattori, come ad esempio, il periodo in cui è stata utilizzata. La *colata* *SQ55974*, infatti, è stata utilizzata nelle prime 3 settimane e risulta avere una media più alta rispetto alle altre tre.

Le variazioni che si notano non sembrano corrispondere con i cambi di giornata, però, dato che nel week-end la macchina non è in funzione, è probabile che ad inizio settimana si effettuino delle correzioni.

Per quanto riguarda gli addetti, già dalle rilevazioni cartacee, è risultato evidente che quasi tutte le osservazioni rilevate dall'addetto *X* (più del 60%) presentano delle ciclicità all'interno del campione.

Dal test di Shapiro-Wilk sulle medie dei campioni (Tab. 3.1) si nota inoltre che le osservazioni dell'addetto *X* sono le uniche a non essere distribuite normalmente (p -value < 0.05).

L'addetto *X* ha lavorato solamente nella seconda e terza settimana. Potrebbe essere la ciclicità all'interno dei suoi campioni una delle cause della non-normalità delle osservazioni. Per questo motivo sono state eliminate le osservazioni corrispondenti e valutata nuovamente la normalità all'interno di ogni settimana.

Addetto	X	Y	W	Z	
Statistica	0.8756	0.9442	0.9263	0.9592	
P-value	0.0046	0.6014	0.0808	0.0595	
Settimane con i dati dell'addetto X					
Settimana	1	2	3	4	5
Statistica	0.9231	0.8906	0.8489	0.9512	0.8978
P-value	0.4634	0.0016	0.0004	0.1448	0.1739
Settimane senza i dati dell'addetto X					
Settimana	1	2	3	4	5
Statistica	0.9231	0.9697	0.7714	0.9512	0.8978
P-value	0.4634	0.6840	0.0004	0.1448	0.1739

Tabella 3.1: Test di Shapiro-Wilk.

Le osservazioni della caratteristica di qualità misurate nella seconda settimana risultano distribuirsi normalmente, a differenza di quelle della terza settimana che continuano ad ottenere un p -value molto piccolo dal test di Shapiro-Wilk. Per tale ragione in questa settimana altre cause speciali influiscono sull'andamento del processo (cambi di materiale o interventi di regolazioni).

Sono stati valutati gli assunti distributivi sul nuovo dataset e si è ottenuto un p -value di 0.0677 (> 0.05) che porta al non rifiuto dell'ipotesi di normalità. Una elevata correlazione invece resta ancora presente (Fig. A.2), per questo le medie campionarie sono state modellate con un modello autoregressivo (Tab.3.2).

Coefficients:

	ar1	ar2	intercept
	0.6604	0.2638	16.1115
s.e.	0.1030	0.1037	0.0142

σ^2 estimated as 0.0001353: log likelihood = 263.16, aic = -518.33

Tabella 3.2: Tabella riassuntiva della modellazione delle medie campionarie con un autoregressivo di ordine 2 ($AR(2)$).

Dopo aver riscontrato la correttezza della modellazione (Fig. A.3), è stata applicata una carta Shewhart sui residui, per valutare se sono in controllo o meno (Fig. 3.4). La carta evidenzia un solo valore fuori controllo, questo costituisce un punto di partenza per l'approfondimento della presenza di eventuali cause speciali.

Per valutare quale fattore potesse essere il più discriminante è stato utilizzato il diagramma ad albero (Fig. A.4), in cui sembrerebbe che la colata

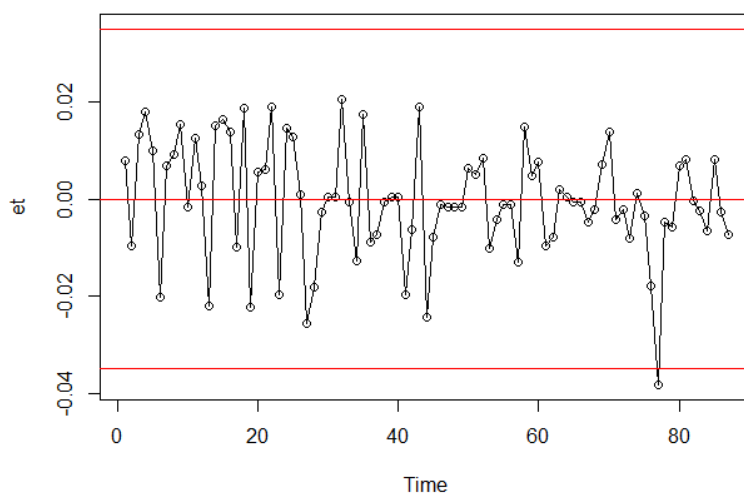


Figura 3.4: Carta Shewhart sui residui.

sia il più discriminante, però, come detto in precedenza, la colata è molto influenzata dal periodo di utilizzo. Per questo motivo è stato adattato un modello lineare avente il fattore *Settimana* (Fig. A.5).

Tutti i coefficienti, tranne la *settimana3*, risultano significativamente diversi da 0 ($Pr(> |t|) \simeq 0$). Il coefficiente R^2 indica che questo modello spiega la variabilità delle medie molto bene (81%) ed il p -value della statistica F indica che si rifiuta fortemente il modello nullo (con la sola intercetta).

Data l'importanza del fattore *settimana* è stata fatta una analisi della componenti di variazione gerarchica con la metodologia Nested Anova (Cap. 2.2.2).

Il risultato di questa analisi (Fig. A.6) ha permesso di ottenere una stima della variabilità imputabile al fattore settimana ($\hat{\sigma}_S = 0.02961944$), ai campioni entro la stessa settimana ($\hat{\sigma}_C = 0.01175216$) e imputabile al caso ($\hat{\sigma}_E = 0.009915372$).

A questo punto, calcolando le varianze nei vari livelli dell'annidamento, è stato possibile verificare se tali fonti di variabilità fossero ignorabili o meno (Tab:3.3).

	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	P(> F)
Settimana	4	0.318988	0.079747	101.0886	0
Camp(Settimana)	85	0.067055	0.000789	8.0240	0
Within	360	0.035393	$9.83146e^{-05}$		
Totale	449	0.421436	0.080634		

Tabella 3.3: Analisi della varianza per modelli annidati, caratteristica: altezza.

Entrambi i test hanno dimostrato che le fonti di variabilità sono significative, quindi, utilizzando tale formula:

$$\hat{\sigma}_{\bar{S}} = \sqrt{\hat{\sigma}_S^2 + \frac{\hat{\sigma}_C^2}{c} + \frac{\hat{\sigma}_E^2}{cn}}$$

si è ottenuto una stima della deviazione standard delle medie per settimana $\hat{\sigma}_{\bar{S}} = 0.02976$, che è stata adottata per il calcolo dei limiti.

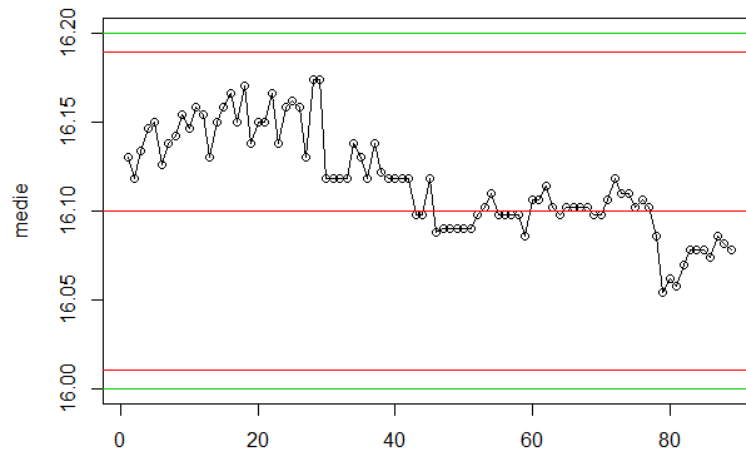


Figura 3.5: Carta Shewhart per la sorveglianza della media con varianza stimata utilizzando Nested Anova.

La carta Shewhart per la sorveglianza della media in presenza di componenti di variazione gerarchica (Fig. 3.5), ottenuta con la nuova stima della varianza, non presenta nessun fuori controllo, però evidenzia un andamento instabile del processo.

Infine sono stati calcolati gli indici di capacità relativi alla totalità delle osservazioni e relativi alle singole settimane (tranne la prima settimana perché avente troppe poche osservazioni). Dalla Tabella 3.4 risulta evidente che il processo è complessivamente molto instabile (indice di stabilità calcolate sui dati di tutte e 5 le settimane). Il valore, molto grande, indica infatti che la variabilità di lungo periodo (σ_{LT}) è molto più grande della variabilità di breve periodo (σ_{LT}).

Settimanalmente invece gli indici di stabilità si avvicinano maggiormente a valore 1 e quindi il processo sembrerebbe essere abbastanza stabile nella settimana. Gli indici di capacità della terza settimana sono stati calcolati con il metodo di Clements poiché i dati non erano distribuiti normalmente.

Settimana	ALL	2	3	4	5
C _p	3.53	4.26	2.93	3.79	2.92
C _{pk}	2.96	2.11	2.17	3.78	2.12
P _p	1.12	2.42	2.41	2.84	2.39
P _{pk}	0.94	1.20	1.89	2.83	1.73
Ind. Stabilità	3.15	1.76	1.21	1.33	1.22

Tabella 3.4: Indici di capacità.

3.2 Distanza e Inclinazione

Le analisi di queste due caratteristiche verranno riportate insieme in quanto sono molto simili: entrambe sono osservazioni singole ed entrambe sono state misurate in 4 posizioni differenti (*A-B-C-D* per la *distanza* e *2-4-6-8* per l'*inclinazione*).

Per prima cosa è stato riscontrato, grazie ai box-plot, ai diagrammi ad albero ed al test anova (Fig. B.1 - B.4), che il fattore posizione è molto influente per entrambe le caratteristiche. Per questo sono state analizzate le osservazioni di ogni posizione in modo separato (Tab. 3.5).

	Caratteristica 12.5			
Posizione	A	B	C	D
$\hat{\mu}$	12.5115	12.5284	12.5199	12.5091
$\hat{\sigma}$	0.0108	0.0126	0.0118	0.0131
%diMR = 0	51	40	47	40
p-value Shapiro-Wilk	$\simeq 0$	$\simeq 0$	$\simeq 0$	$\simeq 0$
Correlazione	Si	No	No	Si
	Caratteristica 0.07			
Posizione	2	4	6	8
$\hat{\mu}$	0.0337	0.0401	0.0351	0.0366
$\hat{\sigma}$	0.0078	0.0059	0.0063	0.0067
%diMR = 0	39	46	39	45
p-value Shapiro-Wilk	$\simeq 0$	$\simeq 0$	$\simeq 0$	$\simeq 0$
Correlazione	Si	Si	Si	Si

Tabella 3.5: Analisi generale delle caratteristiche distanza e inclinazione.

La riga %diMR = 0 della Tabella 3.5 indica la percentuale di *Moving Range* risultati nulli. Queste percentuali molto alte hanno portato alla sottostima della varianza, rendendola inferiore addirittura all'ampiezza dell'intervallo usato per la rilevazione dei dati (0.02 per la distanza e 0.01 per l'inclinazione). Il metodo di rilevazione, oltre alla sottostima della varianza ha comportato anche la non-normalità dei dati, infatti le caratteristiche misurate nelle differenti posizioni non risultano essere distribuite normalmente in nessun caso.

Tenendo conto di queste considerazioni, sono state applicate le carte Shewhart per le misure singole ed R per le escursioni mobili (in appendice i grafici per la posizione A e la posizione 2, Fig. B.5 e B.6). Dai grafici risultano alcuni punti fuori controllo in entrambe le carte, però essi sono sempre molto distanti dai limiti di specifica, quindi i limiti tracciati non

sembrano essere idonei per il controllo per i motivi sopracitati.

Per quanto riguarda la caratteristica distanza, nella posizione A i fattori più influenti sono risultati l'addetto e la settimana, valutazione fatta grazie al test anova (Fig. B.7).

Per la posizione B e C è stata adattata anche la procedura di regressione *stepwise* (Fig. B.8 e B.9), da cui è emerso che nella posizione B l'addetto è molto influente e nella posizione C nessun fattore è rilevante, si accetta infatti come modello migliore il modello nullo, con la sola intercetta. Per dati rilevati nella posizione D la settimana è il fattore più influente (vedi diagramma ad albero Fig. B.10).

Per l'inclinazione invece il fattore più influente è sempre lo stesso: l'addetto (Fig. 3.6).

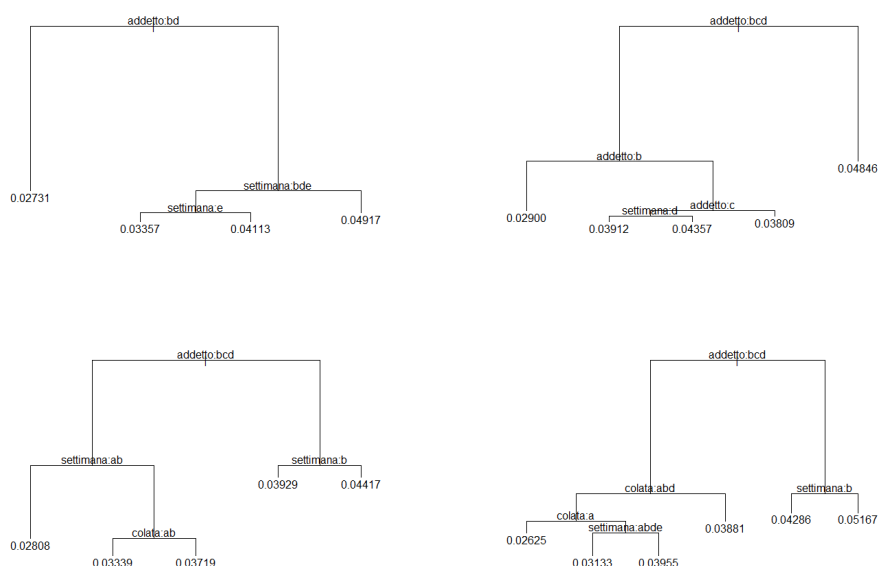


Figura 3.6: Diagramma ad albero / Albero di regressione, caratteristica: inclinazione.

Dato le numerose analogie tra le due caratteristiche è stato effettuato anche un controllo multivariato con la carta MEWMA. Si otterrà così una matrice di dati formata da 8 variabili, corrispondenti alle 4 posizioni di ciascuna caratteristica.

Sono stati scelti l' $ARL_0 = 370$, come nei casi precedenti, e un valore intermedio di λ (uguale a 0.2), in modo da rendere la carta abbastanza

sensibile sia a piccoli che grandi cambiamenti. Tali parametri comportano alla definizione della soglia H ad un valore di 22.68.

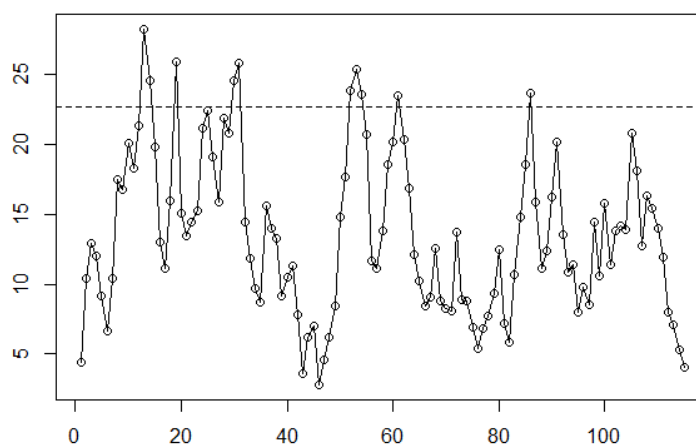


Figura 3.7: Carta di controllo MEWMA

La carta mostra numerosi fuori controllo, che evidenziano una instabilità del processo. Non è però possibile risalire alle cause di tali fuori controllo, né individuare la caratteristica causa dei fuori controllo.

3.3 Rotazione e Svitamento

Le analisi di queste due caratteristiche verranno riportate insieme in quanto sono molto simili: entrambe sono osservazioni singole ed entrambe vengono sorvegliate solamente verso il basso, esiste solo il limite inferiore di specifica (fissati a $16Nm$ e $13Nm$ rispettivamente, Tab. 3.6).

Caratteristica	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	Shapiro-Wilk	Correlazione
16	24.02	0.91	$\simeq 0$	Si
13	19.65	1.54	0.0049	No

Tabella 3.6: Analisi generale delle caratteristiche rotazione e svitamento.

Dopo aver calcolato i limiti di controllo inferiori, utilizzando un ARL in controllo di 370

$$LCL = \mu - z_{1-\alpha}\sigma$$

con $\alpha = \frac{1}{ARL0}$.

Viene utilizzato il quantile $z_{1-\alpha}$, invece di $z_{1-\frac{\alpha}{2}}$, perché il controllo da effettuare è unilaterale.

In entrambe le carte Shewhart per il controllo delle misure singole (Fig. C.1 e C.2) si nota che la prima metà delle osservazioni sono molto più variabili rispetto alla seconda metà. Questa maggiore variabilità si osserva per le osservazioni rilevate dall'addetto X proprio nella prima parte del periodo preso in esame (Fig. 3.8).

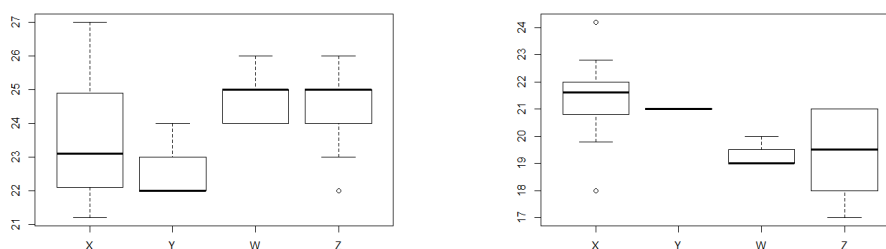


Figura 3.8: Box-plot delle osservazioni per il fattore addetto.

Vista la non-normalità delle singole osservazioni, è stata studiata la stabilità delle medie giornaliere.

Per tali caratteristiche le medie giornaliere risultano distribuite normalmente e le carte Shewhart applicate ad esse (Fig. C.3 e C.4) non presentano

nessun fuori controllo. La caratteristica rotazione, però, risulta essere ancora correlata, per questo è stata applicata la carta EWMA, sempre con un $ARL0 = 370$ ed un $\lambda = 0.2$ per essere abbastanza sensibili sia per piccoli che grandi cambiamenti (Fig. 3.9).

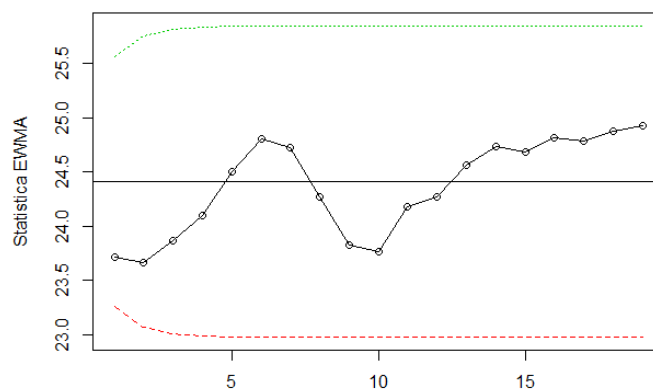


Figura 3.9: Carta EWMA per le medie giornaliere, caratteristica: rotazione.

La carta EWMA non rileva nessun fuori controllo, il processo della caratteristica rotazione sembra esser stabile, anche se è evidente la correlazione presente.

Infine sono stati calcolati solamente gli indici di capacità Cpk e Ppk , poiché il controllo della caratteristica è unilaterale. Essi sono stati calcolati con il metodo di Clements (Cap. 2.4.4) visto che i dati non erano distribuiti normalmente.

Caratteristica	Cpk	Ppk	Indice di Stabilità
Rotazione	3.18	2.16	1.47
Svitamento	1.85	1.66	1.12

Tabella 3.7: Indici di capacità.

Gli indici di capacità e performance sono abbastanza alti e gli indici di stabilità non si discostano di molto dal valore ottimale 1. Per tali motivi i processi di entrambe le caratteristiche sembrerebbero essere stabili.

Capitolo 4

Verroulame

Entrambe le caratteristiche del secondo codice analizzato presentano campioni ad ampiezza variabile. Le stime della media e della deviazione standard sono state così ottenute:

$$\bar{\bar{x}} = \frac{\sum_{i=1}^m n_i \bar{x}_i}{\sum_{i=1}^m n_i}$$
$$\bar{S} = \left[\frac{\sum_{i=1}^m (n_i - 1) S_i^2}{\sum_{i=1}^m n_i - m} \right]^{\frac{1}{2}}$$

dove n_i indica l'ampiezza del campione i e m indica il numero di campioni.

Caratteristica	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$	Shapiro-Wilk*	Correlazione*
Carico	3.5674	0.0613	0.0062	Si
Assialità	-0.0275	0.0312	0.00167	Si

Tabella 4.1: Stime della media e della deviazione standard, p -value del test di Shapiro-Wilk e presenza di correlazione tra i dati. (*vedi Fig. D.1 - D.3)

Date le diverse ampiezze campionarie, la costante c_4 , utilizzata per il calcolo dei limiti, differisce a seconda di n_i , questo comporta che i limiti di controllo per la carta Shewhart per sorvegliare la media risultino essere variabili.

In entrambe le carte Shewhart per la sorveglianza della media (Fig. 4.1) si notano moltissimi fuori controllo, indice che il processo non è stabile ma è

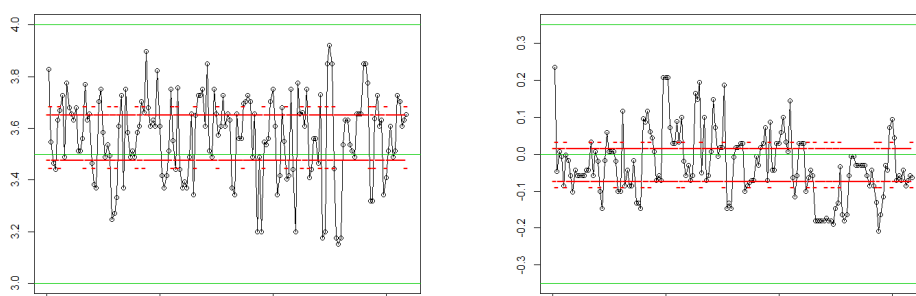


Figura 4.1: Carta Shewhart per la sorveglianza della media con limiti variabili, caratteristica: carico e assialità.

sogetto a cause speciali, e che la deviazione standard è stata sottostimata a causa dell'ampiezza dell'intervallo di rilevamento dei dati (modello Q10, Fig. 1.5), che è risultato essere troppo grande (0.1 per il carico e 0.07 per l'assialità).

Nel seguito sono analizzati le possibili fonti di variabilità per le caratteristiche in esame.

4.1 Carico

Data la persistenza della correlazione anche nelle medie campionarie, provo a modellare le medie con un modello autoregressivo ($AR(1)$).

I residui risultano distribuiti normalmente (p -value del test di *Shapiro – Wilk* = 0.6702) ed incorrelati (Fig. D.4). Nella carta Shewhart per il controllo della media dei residui (Fig. 4.2) non si evidenzia nessun fuori controllo, però di seguito sono state comunque analizzate possibili fonti di variabilità.

Dal diagramma ad albero si evidenziano i fattori: addetto, colata e le stazioni 2 e 3 (Fig. D.5).

Per quanto riguarda gli addetti si nota che l'addetto 7 e l'addetto 8 si discostano entrambi fortemente dalla media generale (Fig. D.6), però dalla tabella di frequenza (Tab. 4.2) si nota che hanno effettuato pochissime misurazioni per dare una corretta valutazione.

Tabella di frequenza							
1	2	3	4	5	6	7	8
100	243	28	130	178	43	10	15

Tabella 4.2: Tabella di frequenza delle misurazioni effettuate dagli addetti.

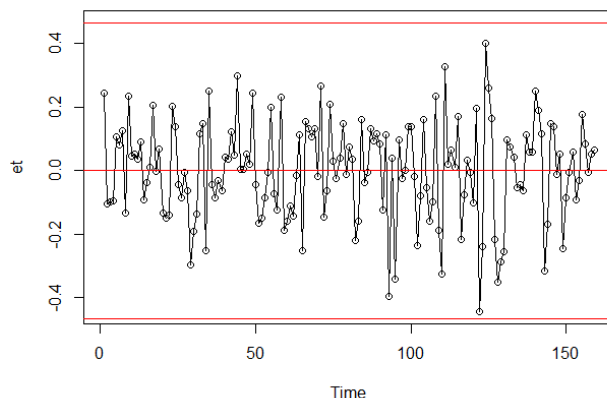


Figura 4.2: Carta Shewhart per la sorveglianza della media applicata sui residui, caratteristica: carico.

Dato che dall'analisi dell'albero di regressione si evidenzia l'effetto delle stazioni di lavorazione come potenziale fonte di variabilità (in particolare le stazioni 2 e 3, in cui avviene la piegatura del pezzo) è stata introdotta la variabile stazioni (per dettagli vedi 1.2.2). Si noti che la prima stazione, dove avviene la tranciatura, non dovrebbe influire nella caratteristica in analisi. Dalle rappresentazioni grafiche della suddetta variabile (che comprende tutti i cambi di modulo effettuati in tutte le stazioni, Fig. D.8) si nota che, escludendo quelle che hanno un numero di osservazioni troppo piccolo (inferiore a 25, che equivalgono ad al massimo 5 campioni), sono presenti delle derive verso l'alto.

La maggior parte delle derive si osservano per la stazione 3, in un caso soltanto la stazione 2. Per questo motivo è stato analizzato come si distribuiscono le medie campionarie in base agli interventi effettuati nella sola stazione 3 (Fig. D.9) e si sono riscontrate delle forti derive verso l'alto, come ipotizzato in precedenza.

Dai box-plot (Fig. 4.3 e Fig. 4.4) si nota che la stazione avente media più stabile, a meno di altri fattori come gli addetti, è proprio la stazione 3. Questo dato non è una sorpresa, poiché, se è valida l'ipotesi che la stazione 3 provochi una deriva, presumibilmente dovuta all'usura del modulo in uso (quando si ha uno stesso valore per la variabile *staz3*), si noterà questa influenza nei box-plot relativi alle altre stazioni e non alla stazione 3 stessa. La quale, invece, sarà più variabile durante l'utilizzo dello stesso modulo rispetto alle medie delle misurazioni effettuate su moduli differenti. I box-plot delle altre stazioni invece, poiché non tengono conto dei cambi della stazione 3, risulteranno avere medie più variabili.

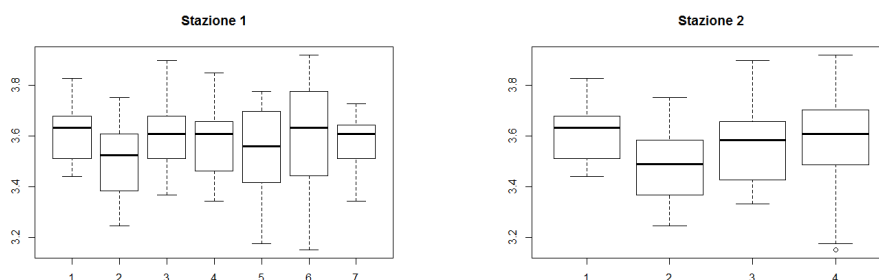


Figura 4.3: Box-plot delle medie campionarie in base agli interventi effettuati nelle stazioni 1 e 2, caratteristica: carico.

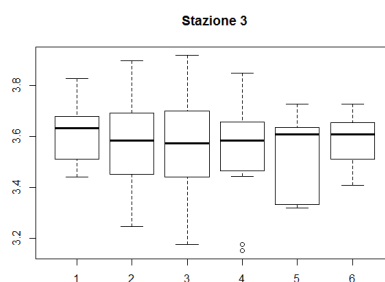


Figura 4.4: Box-plot delle medie campionarie in base agli interventi effettuati nella stazione 3, caratteristica: carico.

Dopo aver constatato che la variabilità è influenzata soprattutto dalla stazione 3, è stata fatta una analisi della componenti di variazione gerarchica con la metodologia Nested Anova (Cap. 2.2.2).

Il risultato di questa analisi (Fig. D.10) ha permesso di ottenere una stima della variabilità imputabile al fattore stazione 3 ($\hat{\sigma}_S = 7.658641e^{-06}$), ai campioni aventi stesso valore della variabile stazione 3 ($\hat{\sigma}_C = 0.1622041$) e imputabile al caso ($\hat{\sigma}_E = 0.06134781$).

A questo punto, calcolando le varianze nei vari livelli dell'annidamento, è stato possibile verificare se tali fonti di variabilità fossero ignorabili o meno (Tab:4.3).

	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	P(> F)
Stazione 3	5	0.6368586	0.1273717	1	0.419879
Camp(Stazione 3)	150	19.10576	0.1273717	33.84347	0
Within	624	2.348458	0.003763554		
Totale	779	22.09107	0.258507		

Tabella 4.3: Analisi della varianza per modelli annidati, caratteristica: carico.

I test effettuati hanno evidenziato che il fattore stazione 3 non è influente, però è molto significativa la variabilità dei campioni per lo stesso valore della variabile stazione 3, quindi, utilizzando tale formula:

$$\hat{\sigma}_{\bar{C}} = \sqrt{\hat{\sigma}_C^2 + \frac{\hat{\sigma}_E^2}{n}}$$

si è ottenuto una stima della deviazione standard delle medie campionarie aggiustata $\hat{\sigma}_{\bar{C}} = 0.1646$, che è stata adottata per il calcolo dei limiti.

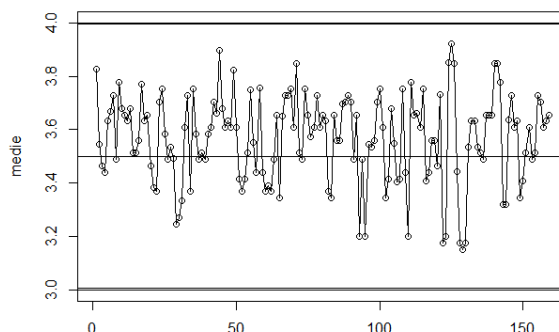


Figura 4.5: Carta Shewhart per le medie con limiti aggiustati, caratteristica: carico.

La carta Shewhart risultante (Fig. 4.5) non evidenzia nessun fuori controllo, ma si nota che i limiti di controllo sono molto vicini ai limiti di specifica. Questo porta ad una situazione rischiosa, in quanto (utilizzando $L = 3$) solo il 99,73% delle osservazioni rientreranno nei limiti di controllo e quindi anche nei limiti di specifica, producendo così uno 0.27% di unità non conformi.

4.2 Assialità

Dall'analisi grafica, con diagramma ad albero e box-plot, si evidenziano i fattori addetto e colata come i più influenti (Fig. 4.6 e D.11).

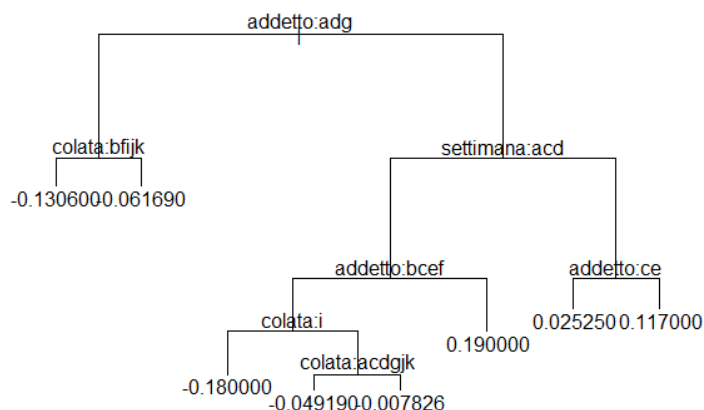


Figura 4.6: Diagramma ad albero / Albero di regressione, caratteristica: assialità.

Per quanto riguarda gli addetti si nota che l'addetto 7 e l'addetto 8 si discostano entrambi fortemente dalla media generale, come nella caratteristica precedente (vedi Tab. 4.2). Le colate, invece, sono abbastanza stabili in media, fuorché le ultime tre (459, 460, 461), che mantengono una media nettamente inferiore alle altre (Fig. D.12).

Nel grafico in cui sono state rappresentate le medie (Fig. 4.1) si notano molte situazioni in cui ci sono delle differenze considerevoli tra due campioni consecutivi, senza che sia stato effettuato alcun intervento. Per questo motivo sono stati identificati i campioni interessati ed è stata effettuata una analisi delle possibili cause di queste anomalie.

Da questa analisi puntuale delle situazioni anomale, è emerso che la fonte di variabilità più rilevante è rappresentata dagli addetti. Infatti, in molti casi, i campioni rilevati dallo stesso addetto nel suo turno differiscono di molto dalle osservazioni rilevate dagli addetti del turno precedente o successivo (ad es. da 39 a 40, da 48 a 49, da 62 a 63, ...).

Un altro fattore molto influente sembra essere il cambio di colata in corrispondenza del campione 116, infatti le colate 459, 460 e 461, come detto in

precedenza, risultano influire abbassando in modo consistente la media campionaria. Infine i cambi di modulo nelle stazioni non sembrano dei fattori rilevanti, solamente a partire dal campione 143, in concomitanza a numerosi interventi, il processo non sembra essere stabile. L'autocorrelazione presente nelle medie molto probabilmente è dovuta alla ciclicità dei turni degli addetti, infatti la maggior parte dei punti anomali analizzati corrispondono al cambio di addetto da 4 a 2.

Queste considerazioni portano ad effettuare una stima della varianza tenendo conto della grande influenza del fattore *addetto*. È stata fatta una analisi della componenti di variazione gerarchica con la metodologia Nested Anova (Cap. 2.2.2). Il risultato di questa analisi (Fig. D.13) ha permesso di ottenere una stima della variabilità imputabile al fattore addetti ($\hat{\sigma}_A = 0.07272841$), ai campioni dello stesso addetto ($\hat{\sigma}_C = 0.07948051$) e imputabile al caso ($\hat{\sigma}_E = 0.03126695$).

A questo punto, calcolando le varianze nei vari livelli dell'annidamento, è stato possibile verificare se tali fonti di variabilità fossero ignorabili o meno (Tab:4.4).

	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	P(> F)
Addetto	7	3.693636	0.527662	17.21219	$1.110223e^{-16}$
Camp(Addetto)	152	4.659760	0.030656	31.35804	0
Within	640	0.625678	0.000978		
Totale	799	8.979074	0.559296		

Tabella 4.4: Analisi della varianza per modelli annidati, caratteristica: assialità.

Entrambi i test hanno dimostrato che le fonti di variabilità sono significative, quindi, utilizzando tale formula:

$$\hat{\sigma}_{\bar{A}} = \sqrt{\hat{\sigma}_A^2 + \frac{\hat{\sigma}_C^2}{c} + \frac{\hat{\sigma}_E^2}{cn}}$$

si è ottenuto una stima della deviazione standard delle medie per addetto $\hat{\sigma}_{\bar{A}} = 0.07494$, che è stata adottata per il calcolo dei limiti.

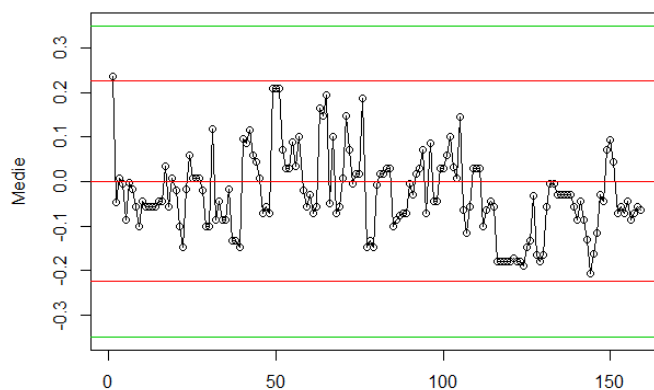


Figura 4.7: Carta Shewhart per il controllo della media con limiti aggiustati, caratteristica: assialità.

La carta Shewhart presenta solo un fuori controllo al primo campione, che potrebbe essere comunque dovuto al caso. I nuovi limiti di controllo, che tengono conto della fonte di variabilità causata dagli addetti, sembrerebbero quindi essere più idonei al monitoraggio delle medie.

Infine gli indici di capacità sono stati calcolati utilizzando il metodo di Clements, poiché i dati non erano distribuiti normalmente.

Caratteristica	C _p	C _{pk}	P _p	P _{pk}	Indice di Stabilità
Carico	3.08	2.89	0.95	0.82	2.83
Assialità	3.87	3.33	1.22	1.13	3.03

Tabella 4.5: Indici di capacità, caratteristica: carico e assialità.

Gli indici di stabilità risultano molto grandi ($\gg 1$), questo indica che $\sigma_{LT} \gg \sigma_{ST}$ e quindi anche che il processo non è stabile a causa della presenza di fattori speciali, che alterano l'andamento del processo, come dimostrato anche nelle analisi precedenti.

Capitolo 5

Conclusioni

L'obiettivo di questa relazione è quello di individuare un metodo, statisticamente valido, per controllare che il processo sia stabile e non produca pezzi non conformi.

Il primo problema riscontrato è stato il metodo di rilevazione delle misure con l'utilizzo degli intervalli invece dei valori puntuali. Questa metodologia ha comportato, in tutte le caratteristiche, una sottostima della deviazione standard, una deviazione dalla distribuzione normale e un aumento dell'influenza del fattore addetto nella misurazione.

Tali problemi potrebbero non presentarsi con l'inserimento dei valori puntuali da parte degli addetti direttamente nel gestionale *SAP*, grazie all'installazione di una postazione dotata di computer a bordo macchina.

Le considerazioni riguardanti le caratteristiche della *Custodia AM80S* sono abbastanza simili, fuorché per la caratteristica altezza, che ha un campionamento di 5 pezzi a differenza delle altre.

Le caratteristiche, i cui campioni sono misurazioni singole, sono risultate molto influenzate dalla metodologia di rilevazione ad intervalli, infatti la stima della deviazione standard è risultata in tutti i casi troppo piccola. Questo ha portato a dubbie valutazioni sulla stabilità del processo, in quanto molti campioni sono risultati fuori controllo anche se il processo in realtà sembrerebbe essere abbastanza stabile.

Per la caratteristica altezza invece, le conclusioni da trarre sono leggermente diverse, poiché il processo ha una media che varia a causa di piccoli interventi mirati a centrarlo, ma in seguito si mantiene stabile nella nuova media. Non si arriva mai infatti a casi estremi in cui ci si avvicina troppo ai limiti di specifica, il processo risulta produrre sempre pezzi conformi alle specifiche del cliente.

Nei fini ultimi dell'azienda, cioè rispettare i limiti di specifica, non è fondamentale mantenere la media del processo centrata sul target, ma l'importante è non produrre unità non conformi, per questo, se la variabilità di

breve periodo è molto piccola, la media può anche variare, purché rimanga stabile.

Per questi motivi, nel controllo in produzione si è scelto di utilizzare la *Carta di Accettazione*, che adotta dei limiti di controllo calcolati in base ai limiti di tolleranza e non alla media del processo (Cap. 2.3.3).

Per le caratteristiche del *Verroulame* invece, c'è un altro fattore da tenere in considerazione, cioè il cambio di modulo di una delle tre stazioni presenti.

Per la caratteristica *assialità* i cambi di modulo nelle stazioni non sembrano essere dei fattori molto rilevanti. Nel grafico della carta Shewhart per la sorveglianza della media infatti si notano molti campioni fuori controllo e molte situazioni in cui ci sono delle differenze considerevoli tra due campioni consecutivi senza che sia stato effettuato alcun intervento. Dall'analisi puntuale di queste situazioni, si evince che il fattore più rilevante sono gli addetti, la cui ciclicità è, molto probabilmente, la causa dell'autocorrelazione presente tra i campioni, come descritto in precedenza.

Per la caratteristica carico invece, il cambio di modulo della stazione 3, nella quale avviene la calibratura delle pieghe, risulta essere un fattore molto influente. I moduli di questa stazione infatti sono soggetti ad usura e comportano una deriva verso l'alto delle misurazioni rilevate.

Nella parte finale dello stage è stato raggiunto l'obiettivo di sostituire la modalità precedente per il controllo della qualità, rilevazione cartacea delle misure con intervalli, con una nuova modalità che prevede l'inserimento delle misure puntuali nel gestionale *SAP*, grazie all'utilizzo di una postazione a bordo macchina, munita di computer. Con le analisi appena descritte inoltre, sono stati definiti dei limiti di controllo da poter utilizzare nella *fase 2*, che permettono all'operatore di poter valutare immediatamente se il processo è in controllo o meno, in modo da agire tempestivamente, evitando la produzione di pezzi non conformi.

Appendice A

Grafici - Custodia AM80S - Altezza

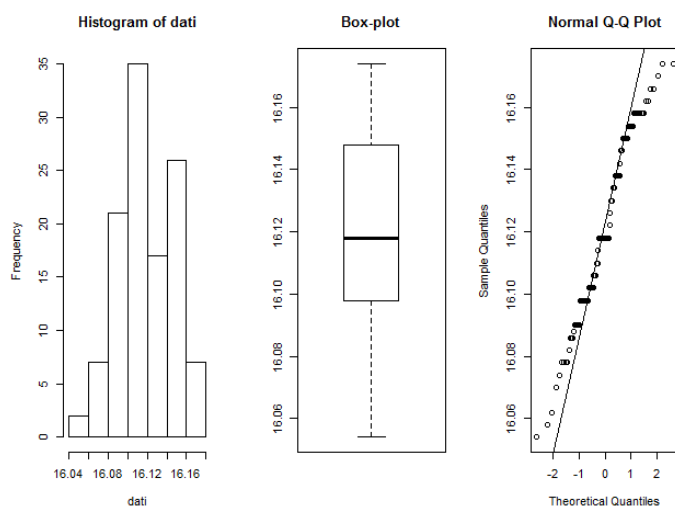


Figura A.1: Grafici per valutare la normalità delle medie campionarie, caratteristica: altezza.

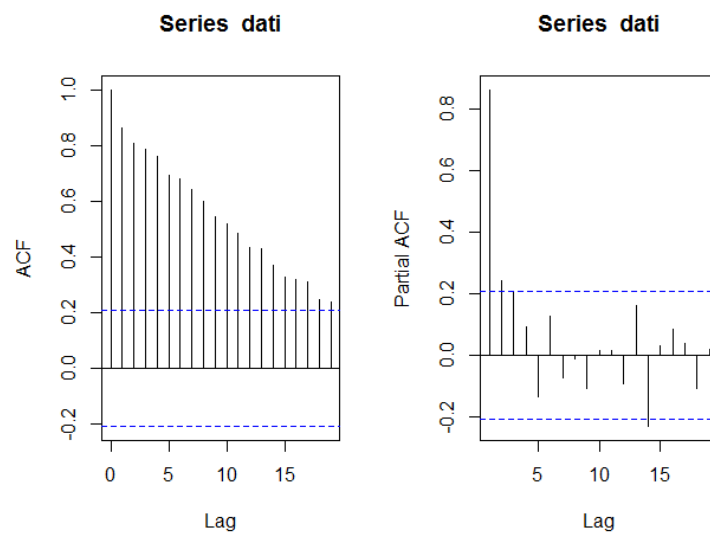


Figura A.2: Grafici per valutare l'autocorrelazione delle medie campionarie, caratteristica: altezza.

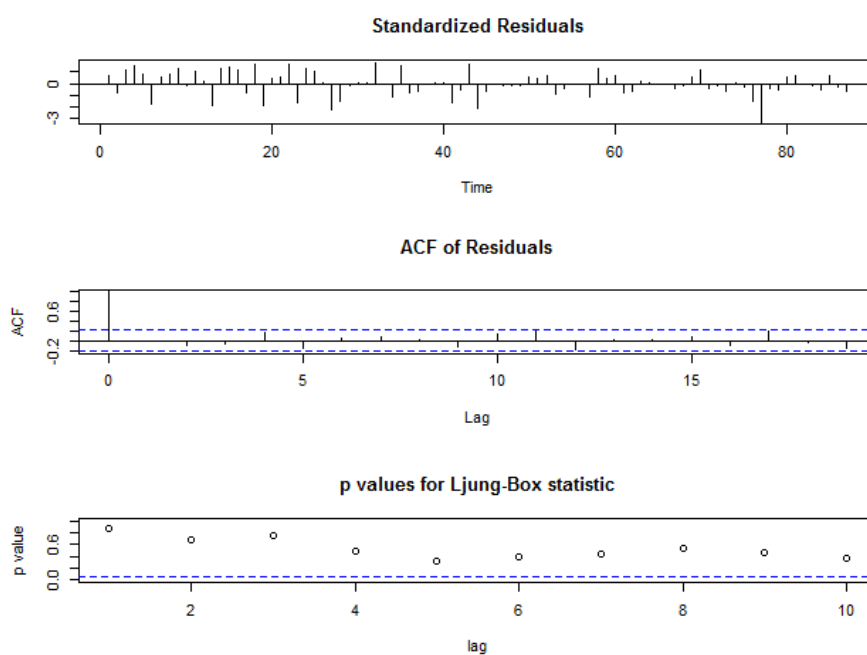


Figura A.3: Grafici per l'analisi dei residui (Carta Shewhart su $\frac{e_t}{\sigma_\varepsilon}$, $acf(e_t)$, p-value del test di Ljung-Box per verificare l'ipotesi i residui non siano correlati), caratteristica: altezza.

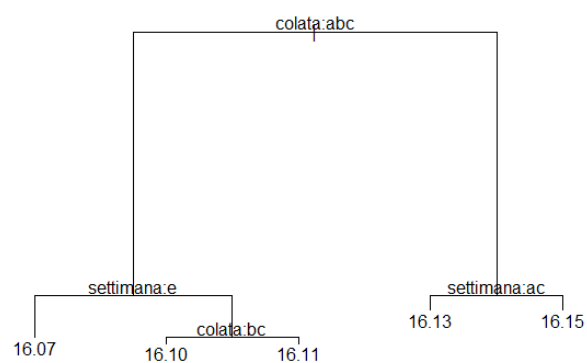


Figura A.4: Diagramma ad albero / Albero di regressione, caratteristica: altezza.

```

Call:
lm(formula = medie ~ settimana)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.027368 -0.007368 -0.000348  0.006121  0.048632

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 16.127333   0.007253 2223.554 < 2e-16 ***
settimana2   0.023014   0.007711   2.984 0.003720 **
settimana3  -0.001965   0.007805  -0.252 0.801838
settimana4  -0.027455   0.007575  -3.624 0.000496 ***
settimana5  -0.054788   0.008182  -6.696 2.28e-09 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.01256 on 84 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.8153, Adjusted R-squared:  0.8066
F-statistic: 92.73 on 4 and 84 DF,  p-value: < 2.2e-16

```

Figura A.5: Adattamento di un modello lineare con il fattore *settimana* ai dati, caratteristica: altezza.

```

Linear mixed-effects model fit by REML
Data: NULL
      AIC      BIC    logLik
-2622.433 -2606.05 1315.217

Random effects:
Formula: ~1 | settimana
(Intercept)
StdDev:  0.02961944

Formula: ~1 | camp %in% settimana
(Intercept) Residual
StdDev:  0.01175216 0.009915372

Fixed effects: misure ~ 1
              Value Std.Error DF t-value p-value
(Intercept) 16.11503 0.01337415 356 1204.939      0

Standardized within-Group Residuals:
              Min              Q1              Med              Q3              Max
-2.0576542994 -0.8314748336 -0.0009282017  0.8324568432  2.4963885200

Number of observations: 445
Number of Groups:
      settimana camp %in% settimana
              5              89

```

Figura A.6: Nested Anova per il fattore *settimana*, caratteristica: altezza.

Appendice B

Grafici - Custodia AM80S - Distanza e Inclinazione

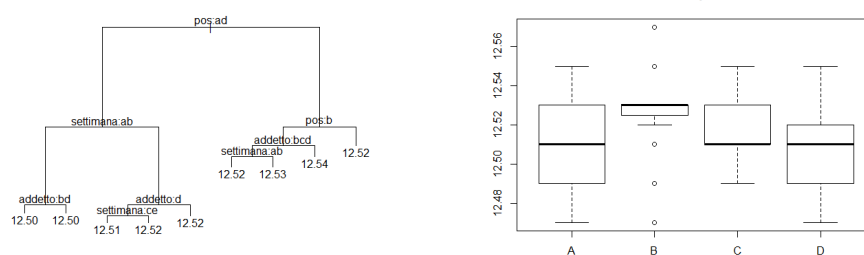


Figura B.1: Diagramma ad albero e box-plot delle misurazioni per posizione, caratteristica: distanza.

```

call:
lm(formula = quota.12.5 ~ pos, data = dati)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.058435 -0.009913  0.000870  0.010087  0.041565

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 12.511565   0.001532 8167.788 < 2e-16 ***
posB         0.016870   0.002166   7.787 4.65e-14 ***
posC         0.008348   0.002166   3.853 0.000133 ***
posD        -0.002435   0.002166  -1.124 0.261635
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.01643 on 456 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.1772, Adjusted R-squared:  0.1718
F-statistic: 32.74 on 3 and 456 DF, p-value: < 2.2e-16
Analysis of Variance Table

Model 1: quota.12.5 ~ 1
Model 2: quota.12.5 ~ pos
  Res.Df    RSS Df Sum of Sq    F    Pr(>F)
1     459 0.14955
2     456 0.12305  3     0.0265 32.735 < 2.2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

Figura B.2: Summary del modello avente *posizione* come unico fattore e relativo test Anova, caratteristica: distanza.

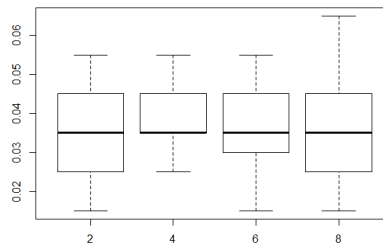


Figura B.3: Box-plot delle misurazioni per posizione, caratteristica: inclinazione.


```

Call:
lm(formula = valore ~ pos, data = dati)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.021652 -0.008696 -0.000087  0.008348  0.028348

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 0.0336957  0.0008999  37.446 < 2e-16 ***
pos4         0.0064348  0.0012726   5.056 6.2e-07 ***
pos6         0.0013913  0.0012726   1.093  0.2748
pos8         0.0029565  0.0012726   2.323  0.0206 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.00965 on 456 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.05868, Adjusted R-squared:  0.05249
F-statistic: 9.475 on 3 and 456 DF, p-value: 4.397e-06

Analysis of Variance Table

Model 1: valore ~ pos + ODL + addetto
Model 2: valore ~ colata + pos + ODL + addetto
  Res.Df    RSS Df Sum of Sq    F    Pr(>F)
  1     450 0.025686
  2     447 0.024495  3  0.0011909  7.2437 9.372e-05 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

Figura B.4: Summary del modello avente *posizione* come unico fattore e relativo test Anova, caratteristica: inclinazione.

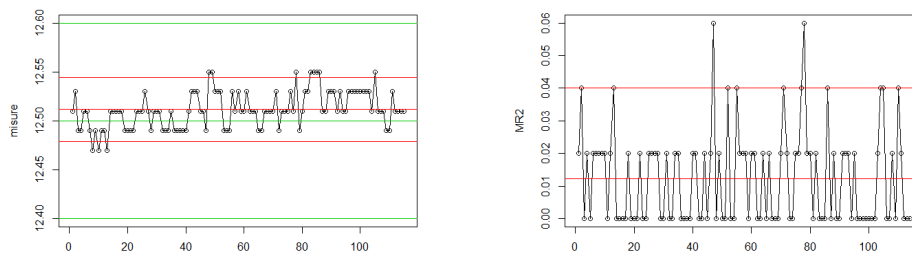


Figura B.5: Carta Shewhart per le misure singole e carta R per le escursioni mobili, caratteristica: distanza, posizione A.

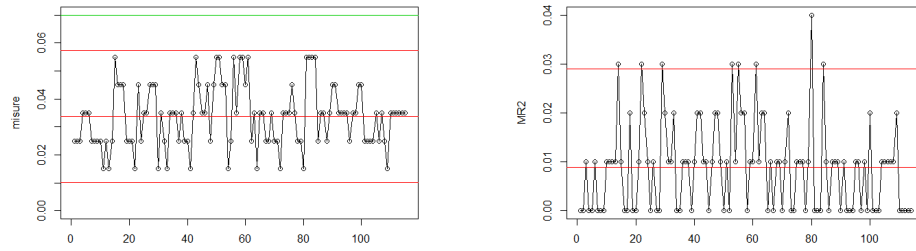


Figura B.6: Carta Shewhart per le misure singole e carta R per le escursioni mobili, caratteristica: inclinazione, posizione 2.

Analysis of Variance Table

Model 1: quota.12.5 ~ addetto + settimana

Model 2: quota.12.5 ~ colata + odl + addetto + settimana

	Res. Df	RSS	Df	Sum of Sq	F	Pr(>F)
1	107	0.023246				
2	102	0.022107	5	0.0011388	1.0509	0.3922

Figura B.7: Test anova per la posizione A della caratteristica distanza.

```

Start:  AIC=-963.57
quota.12.5 ~ colata + data + addetto + settimana

Step:  AIC=-963.57
quota.12.5 ~ colata + data + addetto

      Df Sum of Sq    RSS    AIC
- data  17 0.0055815 0.022981 -965.57
- colata  2 0.0005909 0.017990 -963.73
<none>          0.017399 -963.57
- addetto  3 0.0022570 0.019656 -955.54

Step:  AIC=-965.57
quota.12.5 ~ colata + addetto

      Df Sum of Sq    RSS    AIC
- colata  3 0.0001918 0.023172 -970.62
<none>          0.022981 -965.57
- addetto  3 0.0040996 0.027080 -952.70

Step:  AIC=-970.62
quota.12.5 ~ addetto

      Df Sum of Sq    RSS    AIC
<none>          0.023172 -970.62
- addetto  3 0.0039459 0.027118 -958.54

```

Figura B.8: Procedura di regressione *stepwise*, caratteristica: distanza, posizione B.

```

Start: AIC=-943.29
quota.12.5 ~ campione + colata + addetto + settimana

      Df Sum of Sq      RSS      AIC
- campione 45 0.0086047 0.020710 -971.54
- addetto   3 0.0000954 0.012201 -948.38
<none>                                0.012106 -943.29
- colata    2 0.0005283 0.012634 -942.37
- settimana 3 0.0010736 0.013179 -939.51

Step: AIC=-971.54
quota.12.5 ~ colata + addetto + settimana

      Df Sum of Sq      RSS      AIC
- addetto   3 0.00034971 0.021060 -975.61
- settimana 3 0.00073910 0.021449 -973.50
- colata    2 0.00053435 0.021245 -972.61
<none>                                0.020710 -971.54

Step: AIC=-975.61
quota.12.5 ~ colata + settimana

      Df Sum of Sq      RSS      AIC
- colata    2 0.00049014 0.021550 -976.96
- settimana 3 0.00110576 0.022166 -975.73
<none>                                0.021060 -975.61

Step: AIC=-976.96
quota.12.5 ~ settimana

      Df Sum of Sq      RSS      AIC
- settimana 4 0.0011488 0.022699 -978.99
<none>                                0.021550 -976.96

Step: AIC=-978.99
quota.12.5 ~ 1

```

Figura B.9: Procedura di regressione *stepwise*, caratteristica: distanza, posizione C.

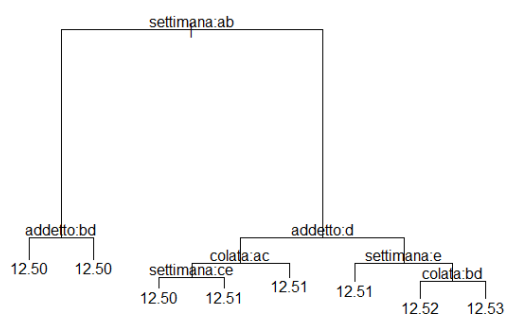


Figura B.10: Diagramma ad albero / Albero di regressione, caratteristica: distanza, posizione D.

Appendice C

Grafici - Custodia AM80S - Rotazione e Svitamento

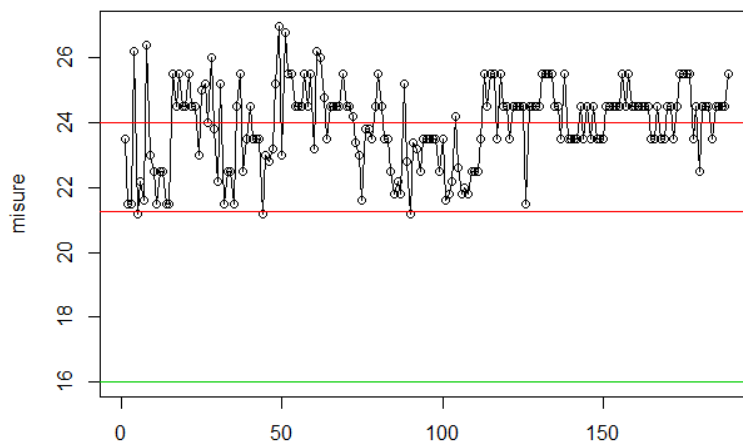


Figura C.1: Carta Shewhart per le misure singole, caratteristica: rotazione.

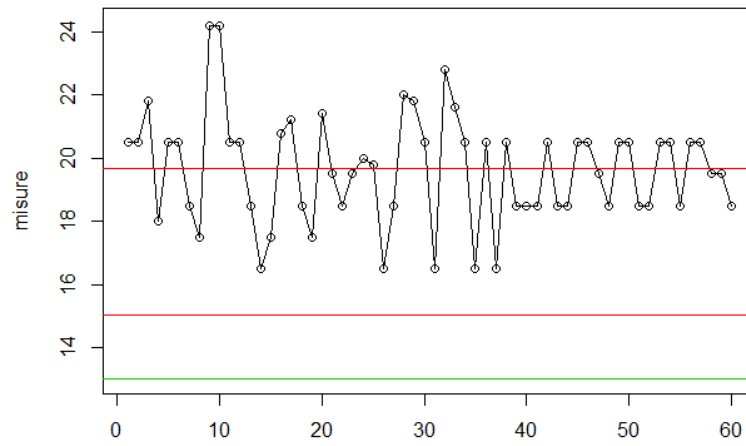


Figura C.2: Carta Shewhart per le misure singole, caratteristica: svitamento.

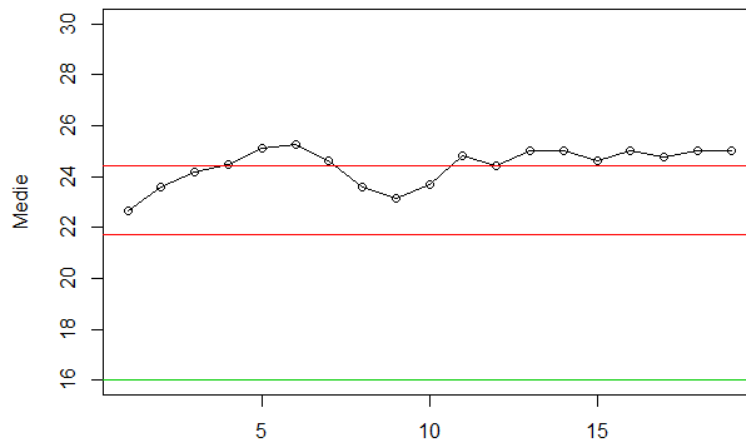


Figura C.3: Carta Shewhart per le medie giornaliere, caratteristica: rotazione.

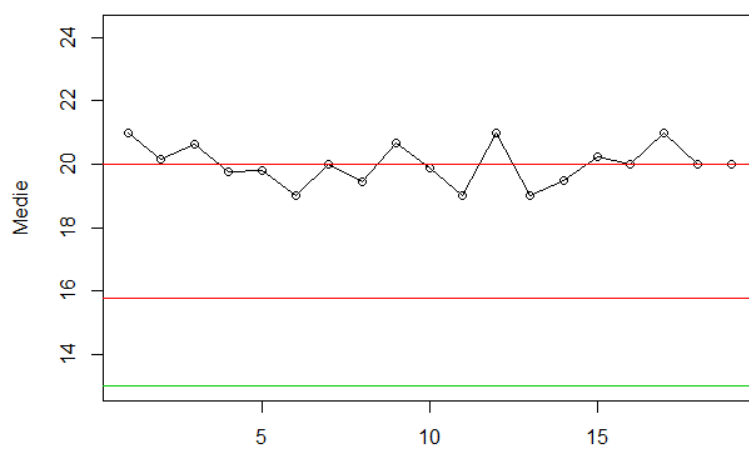


Figura C.4: Carta Shewhart per le medie giornaliere, caratteristica: svitamento.

Appendice D

Grafici - Verroulame

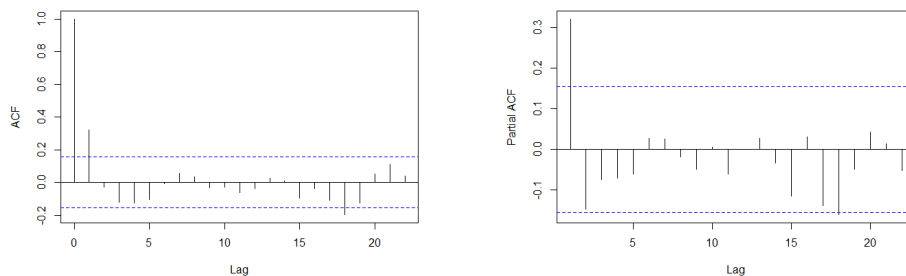


Figura D.1: Grafici per l'analisi dell'autocorrelazione delle medie, caratteristica: carico.

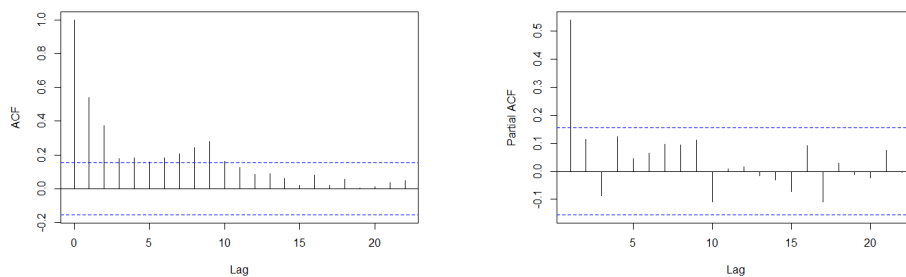


Figura D.2: Grafici per l'analisi dell'autocorrelazione delle medie, caratteristica: assialità.

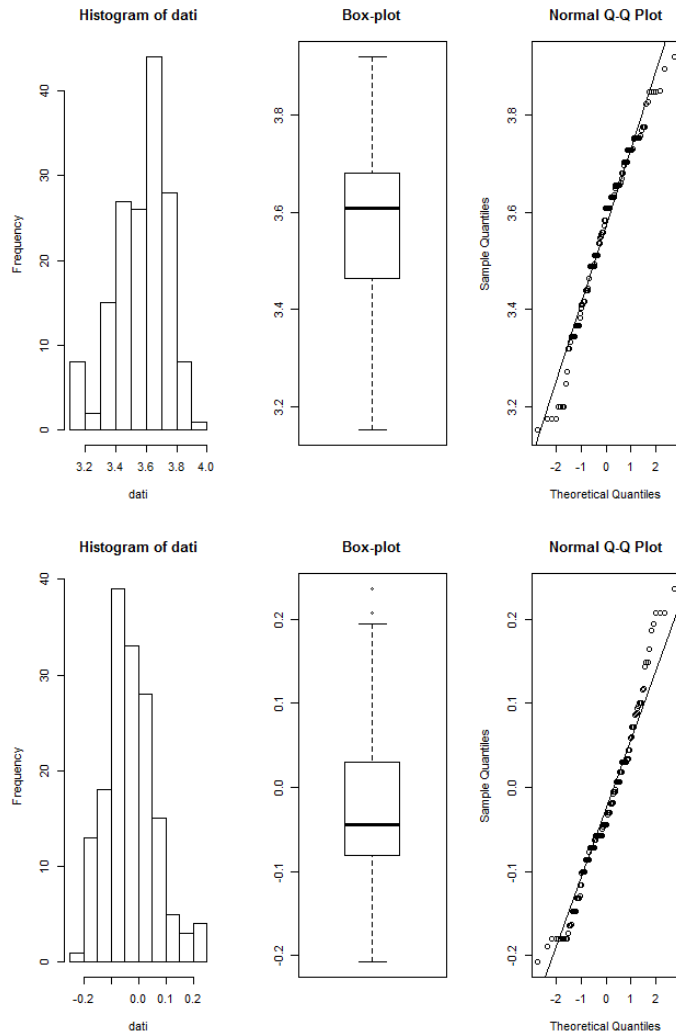


Figura D.3: Grafici per l'analisi della normalità delle medie, caratteristica: carico e assialità.

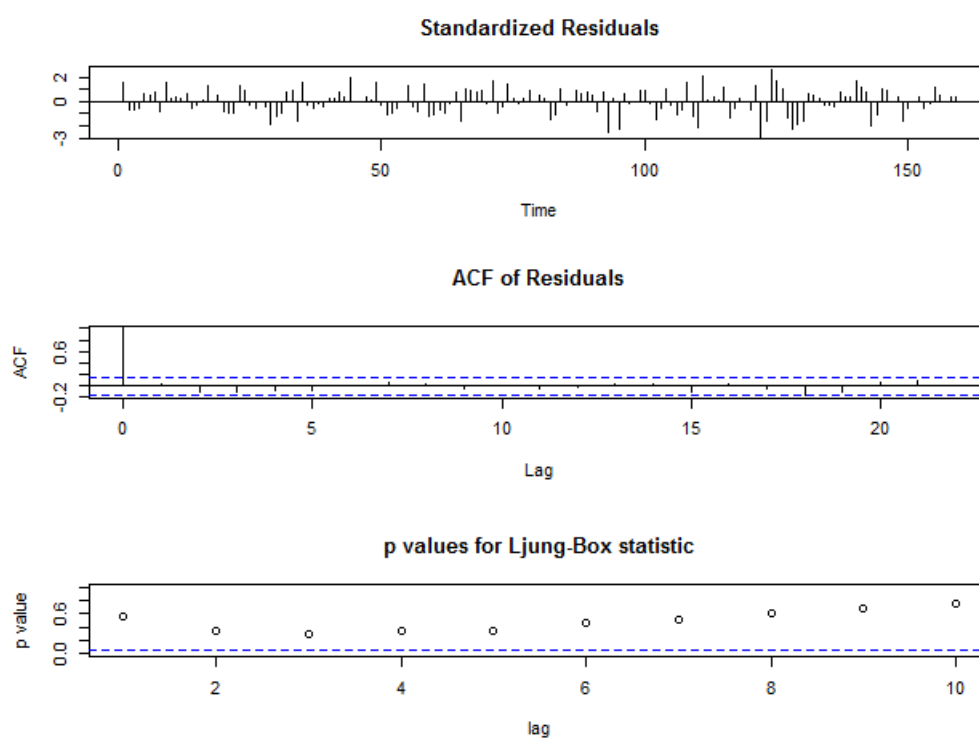


Figura D.4: Grafici per l'analisi dei residui (Carta Shewhart su $\frac{e_t}{\sigma_e}$, $acf(e_t)$, p-value del test di Ljung-Box per verificare l'ipotesi i residui non siano correlati), caratteristica: carico.

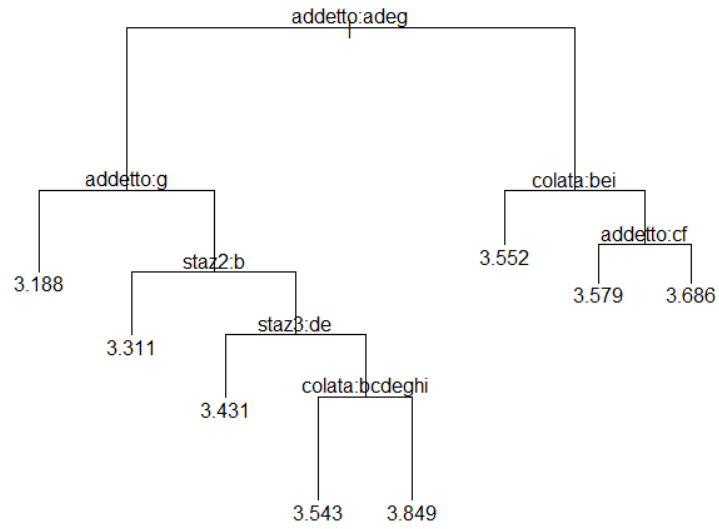


Figura D.5: Diagramma ad albero / Albero di regressione, caratteristica: carico.

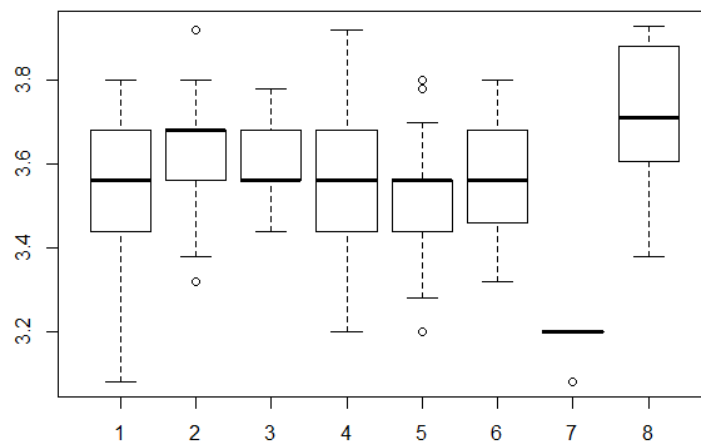


Figura D.6: Box-plot delle misurazioni per addetto, caratteristica: carico.

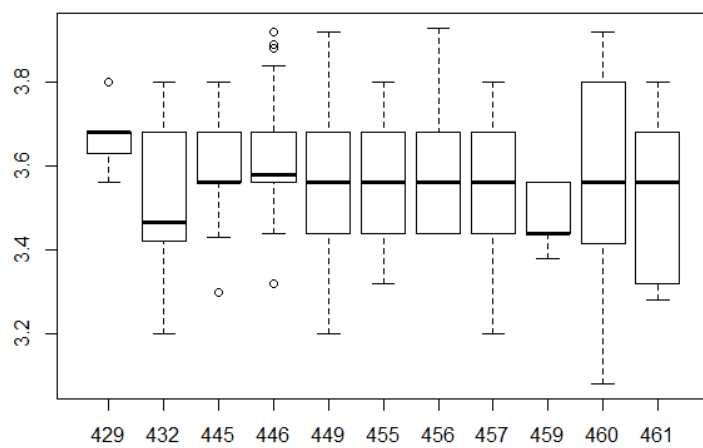


Figura D.7: Box-plot delle misurazioni per colata, caratteristica: carico.

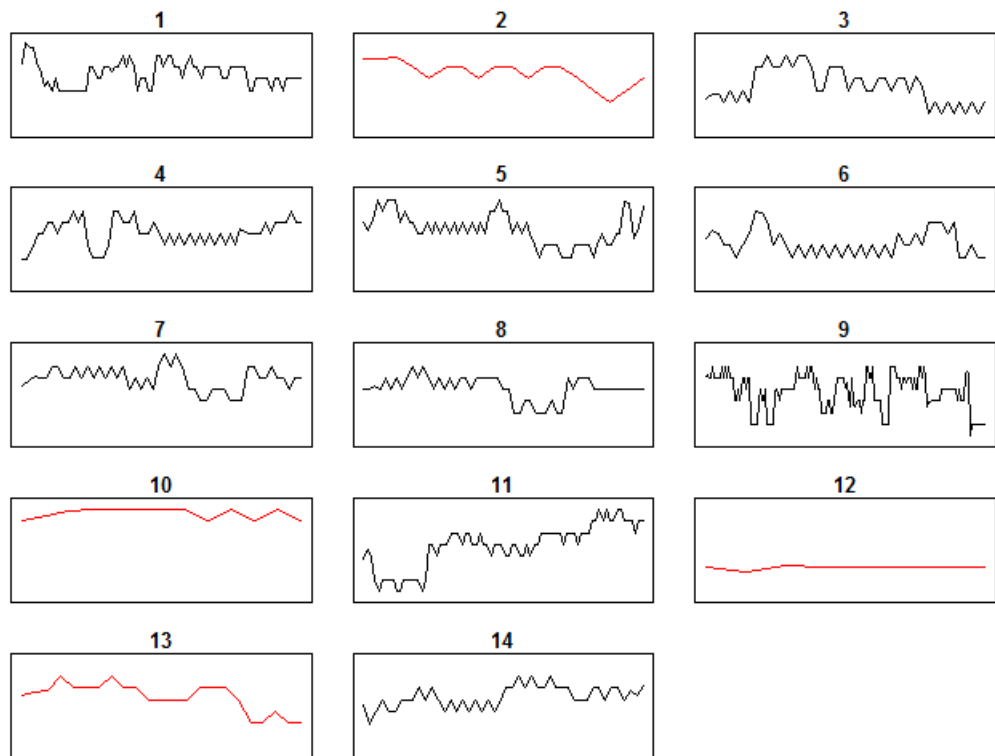


Figura D.8: Plot delle misurazioni comprese tra due interventi effettuati in una delle tre stazioni della pressa, caratteristica: carico.

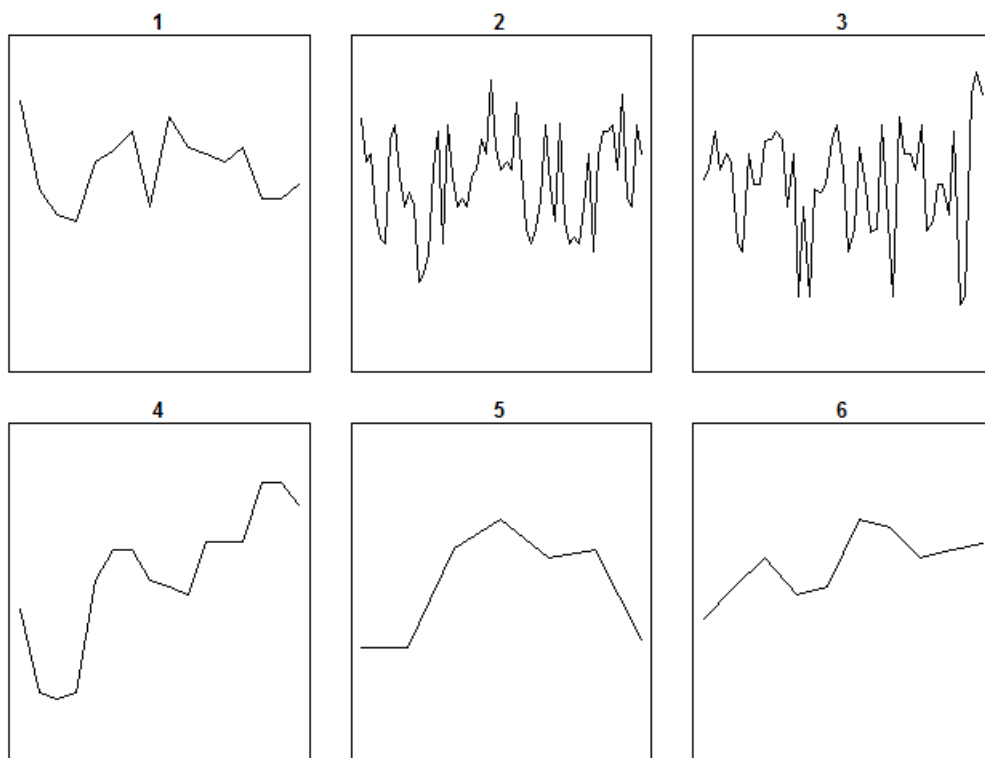


Figura D.9: Plot delle misurazioni comprese tra due interventi effettuati nella stazione 3, caratteristica: carico.

```

Linear mixed-effects model fit by REML
Data: x
      AIC      BIC   logLik
-1478.558 -1460.099 743.2788

Random effects:
Formula: ~1 | staz3
      (Intercept)
StdDev: 6.136834e-06

Formula: ~1 | campione %in% staz3
      (Intercept)  Residual
StdDev:  0.1622041 0.06134781

Fixed effects: valore ~ 1
      Value Std.Error DF t-value p-value
(Intercept) 3.567669 0.0130643 588 273.0854      0

Standardized within-Group Residuals:
      Min      Q1      Med      Q3      Max
-3.829456128 -0.764138970 -0.003476835  0.757185301  2.364733913

Number of observations: 747
Number of Groups:
      staz3 campione %in% staz3
          6             159

```

Figura D.10: Nested Anova per il fattore staz3, caratteristica: carico.

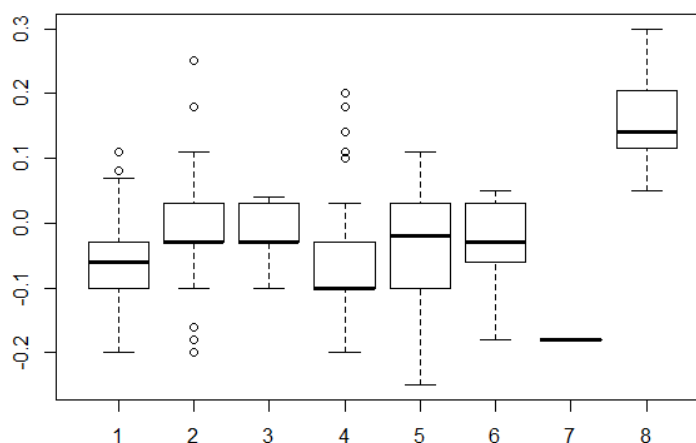


Figura D.11: Box-plot delle misurazioni per addetto, caratteristica: assialità.

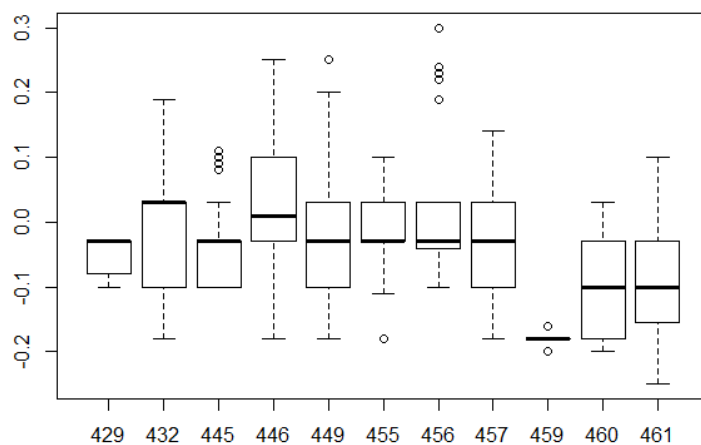


Figura D.12: Box-plot delle misurazioni per colata, caratteristica: assialità.

```

Linear mixed-effects model fit by REML
Data: x
      AIC      BIC   logLik
-2479.747 -2461.288 1243.873

Random effects:
Formula: ~1 | addetto
(Intercept)
StdDev:  0.07272841

Formula: ~1 | campione %in% addetto
(Intercept) Residual
StdDev:  0.07948051 0.03126695

Fixed effects: valore ~ 1
              Value Std.Error DF   t-value p-value
(Intercept) -0.02894791 0.02771525 588  -1.044476  0.2967

Standardized within-Group Residuals:
      Min      Q1      Med      Q3      Max
-2.93158332 -0.59806472  0.02058751  0.72099906  2.25645681

Number of observations: 747
Number of Groups:
      addetto campione %in% addetto
              8                   159

```

Figura D.13: Nested Anova per il fattore addetto, caratteristica: assialità.

Appendice E

Codice R

- Grafici per valutare la normalità dei dati:

```
graf_norm <- function(dati)
{
  par(mfrow=c(1,3))
  hist(dati)
  boxplot(dati,main="Box-plot")
  qqnorm(dati)
  qqline(dati)
  shapiro.test(dati)
}
```

- Grafici per valutare la correlazione dei dati:

```
graf_cor <- function(dati)
{
  par(mfrow=c(1,2))
  acf(dati)
  pacf(dati)
}
```

- Calcolo della statistica EWMA:

```
ewma<-function(dati,la,mu0)
{
  m<-length(dati)
  x<-c(rep(0,m))
  for (t in 1:m)
  {
    if (t==1)
      x[1]<-la*dati[1]+(1-la)*mu0
```

```

else
x[t]=la*dati[t]+(1-la)*x[t-1]
}
t<-t+1
x
}

```

- Calcolo dei limiti per la statistica EWMA:

```

limiti<-function(la,L,mu0,sd,m,n)
{
sqm<-sd/sqrt(n)
lst<-c(rep(0,m))
lit<-c(rep(0,m))
for (t in 1:m)
{
lit[t]<-mu0-(L*sqm*sqrt((la/(2-la))*(1-(1-la)^(2*t))))
lst[t]<-mu0+(L*sqm*sqrt((la/(2-la))*(1-(1-la)^(2*t))))
}
t<-t+1
li<-mu0-(L*sqm*sqrt((la/(2-la))))
ls<-mu0+(L*sqm*sqrt((la/(2-la))))
rbind(cbind(lit,lst),c(li,ls))
}

```

- Grafico carta EWMA:

```

grafEWMA<-function(dati,la,L,mu0,sd,m,n)
{
wewma<-ewma(dati,la,mu0)
lim<-limiti(la,L,mu0,sd,m,n)
lim2<-lim[1:length(dati),]
s<-max(c(lim[1:m,],max(wewma)))
i<-min(c(lim[1:m,],min(wewma)))
matplot(cbind(wewma,lim2),ylab="Statistica EWMA",
ylim=c(i,s),type="l",lty=1:3)
points(wewma)
abline(a=mu0,b=0)
y<-data.frame(LCL=lim2[,1],wt=wewma,UCL=lim2[,2])
y
}

```

- Calcolo della statistica MEWMA:

```
mewma<-function(x,Sigma,lambda)
{
  Z=matrix(0,ncol=ncol(x),nrow=nrow(x))
  MEWMA=as.numeric(nrow(x))
  for (i in 1:nrow(x))
  {
    a=(lambda/(2-lambda))*(1-(1-lambda)^(2*i))
    sigmaZ=a*Sigma
    if (i==1)
      Z[i,]=lambda*x[1,]+(1-lambda)*colMeans(x)
    else
      Z[i,]=lambda*x[i,]+(1-lambda)*Z[i-1,]
    MEWMA[i]=t(Z[i,]-colMeans(x))%*%solve(sigmaZ)%*%(Z[i,]-colMeans(x))
  }
  MEWMA
}
```

- Calcolo della capacità per dati normali:

```
cap <- function(dati,mu,sigmaST,LSL,T,USL)
{
  Cp <- (USL - LSL)/(6*sigmaST)
  Cpk <- min((USL - mu)/(3*sigmaST),(mu - LSL)/(3*sigmaST))
  #sigmaLT
  sigmaLT <- sd(dati) # = sqrt(sum((dati-mean(dati))^2)/(length(dati)-1))
  Pp <- (USL - LSL)/(6*sigmaLT)
  Ppk <- min((USL - mu)/(3*sigmaLT),(mu - LSL)/(3*sigmaLT))
  #indice stabilità
  stabilità <- sigmaLT/sigmaST

  cat("Il Cp del processo è ",Cp,"\n")
  cat("Il Cpk del processo è ",Cpk,"\n")
  cat("Il Pp del processo è ",Pp,"\n")
  cat("Il Ppk del processo è ",Ppk,"\n")
  cat("L'indice di stabilità del processo è ",stabilità,"\n")
}
```

- Calcolo della asimmetria:

```
skewness <- function(x)
{
  n <- length(x)
  (sum((x - mean(x))^3)*n)/((n-1)*(n-2)*sd(x)^3)
}
```

- Calcolo della Curtosi:

```
kurtosis <- function(x)
{
  n <- length(x)
  (sum((x - mean(x))^4)*n*(n+1))/((n-1)*(n-2)*(n-3)*sd(x)^4)+
  -3*(n-1)^2/((n-2)*(n-3))
}
```

- Calcolo della capacità per dati non-normali (Metodo di Clements):

```
clements <- function(dati,mu,sigmaST,LSL,T,USL,lp,med,up)
{
  LP <- mu - lp*sigmaST
  UP <- mu + up*sigmaST
  M <- mu + med*sigmaST
  Cp <- (USL-LSL)/(UP-LP)
  Cpk <- min((USL-M)/(UP-M), (M-LSL)/(M-LP))
  #sigmaLT
  sigmaLT <- sd(dati)
  #indice stabilità
  stabilità <- sigmaLT/sigmaST

  cat("Il Cp del processo è ",Cp,"\n")
  cat("Il Cpk del processo è ",Cpk,"\n")
  cat("L'indice di stabilità del processo è ",stabilità,"\n")
}
```

- Grafici dei pesi assegnati all'osservazione $x(t-j)$ (EWMA) al variare di λ :

```
par(mfrow=c(2,2))
lambda=c(0.05,0.25,0.5,1)
j<-0:20
bj<-matrix(0,nrow=length(j),ncol=length(lambda))
```



```

for(k in 1:length(lambda))
{
bj[,k]<-round(lambda[k]*(1-lambda[k])^j,3)
barplot(bj[,k],names.arg=c(0:20),xlab="j",ylab="bj",
main="Peso assegnato a x(t-j)",sub=paste("lambda=",lambda[k]))
}

```

· Funzioni di altre librerie utilizzate:

tree (*libreria tree*) Per ricavare l'albero di regressione

xewma.crit (*libreria spc*) Per ricavare il valore del coefficiente L necessario per il calcolo dei limiti della carta EWMA

mewma.crit (*libreria spc*) Per ricavare il limite della statistica MEWMA

lme (*libreria nlme*) Per effettuare la Nested Anova

Bibliografia

- BORGO, L. 2011. *Una molla per il progresso: storia di una famiglia e della sua impresa, 1961 - 2011*. Mediafactory.
- C.A. LOWRY, W.H. WOODALL, C.W. CHAMP S.E. RIGDON. 1992. A multivariate exponentially weighted moving average control chart. *Technometrics*, **34**, 46–53.
- CLEMENTS, J.A. 1989. Process capability calculations for non-normal distributions. *Quality progress*, **19**, 95–100.
- CROWDER, S.W. 1989. Design of exponentially weighted moving average schemes. *Journal of quality tecnology*, **21**, 155–162.
- IACOBINI, A. 2000. *Il controllo statistico della qualità*. Euroma La Goliardica.
- J.M. LUCAS, M.S. SACCUCCI. 1990. Exponentially weighted moving average control schemes: Properties and enhancements. *Technometrics*, **32**, 1–29.
- MONTGOMERY, DOUGLAS C. 2000. *Controllo statistico della qualità*. McGraw-Hill.
- SHEWHART, W.A. 1931. *Economic control of quality of manufactured product*. D. Van Nostrand Company.