

ALMA MATER STUDIORUM - UNIVERSITÀ DI BOLOGNA

SCUOLA DI INGEGNERIA E ARCHITETTURA

*DIPARTIMENTO DI INGEGNERIA CIVILE, CHIMICA, AMBIENTALE E DEI
MATERIALI*

CORSO DI LAUREA MAGISTRALE

in

INGEGNERIA CIVILE

TESI DI LAUREA

in

Misure e Modelli Idraulici

**STUDIO DEI PROCESSI DI RICARICA NATURALE DI CORPI IDRICI
SOTTERRANEI ATTRAVERSO L'ANALISI DI SERIE TEMPORALI**

CANDIDATO

Ilaria Lauriola

RELATORE

Dott. Ing. Valentina Ciriello

CORRELATORI

Prof. Daniel M. Tartakovsky

Dott. Marco Marcaccio

Anno Accademico 2013/2014

Sessione III

Indice

1.	INTRODUZIONE	5
1.1.	Quadro normativo europeo.....	8
1.2.	Quadro normativo nazionale	10
1.3.	Piano di gestione della Regione Emilia-Romagna	11
1.4.	Lo stato quali-quantitativo delle acque sotterranee della Regione E-R...	13
2.	AREA DI STUDIO.....	17
2.1.	I corpi idrici della Regione Emilia-Romagna	17
2.2.	Interazione fra corpi idrici sotterranei e superficiali	20
2.2.1.	Conoide Trebbia: caratteristiche generali.....	22
2.2.2.	Conoide Arda: caratteristiche generali	25
2.3.	Acquisizione e trattamento preliminare delle serie idrometriche e piezometriche	27
2.4.	Rete di monitoraggio automatica della piezometria.....	29
2.4.1.	Caratteristiche tecniche, funzionamento e manutenzione delle centraline automatiche	31
2.4.2.	Acquisizione e teletrasmissione dei dati	33
2.4.3.	Sistema Dexter per l'accesso ai dati di monitoraggio automatico	35
2.4.4.	Validazione dei dati	35
3.	L'ANALISI STATISTICA DELLE SERIE TEMPORALI.....	39
3.1.	La serie storica come processo stocastico	40
3.2.	I processi stocastici stazionari.....	43
3.2.1.	L'ipotesi di invertibilità.....	46
3.2.2.	Ergodicità e stima dei momenti di un processo stazionario	46
3.3.	Procedura per rendere una serie storica stazionaria	47
3.3.1.	Stima e rimozione del trend	49
3.3.2.	Stima e rimozione della stagionalità.....	50
3.4.	I principali processi stocastici stazionari.....	51
3.4.1.	Processo autoregressivo AR(p).....	51
3.4.2.	Processo a media mobile MA(q)	52
3.4.3.	Processo autoregressivo a media mobile- ARMA(p,q)	52

3.5.	La procedura di Box e Jenkins	53
3.5.1.	Identificazione del modello teorico e la stima dei parametri	54
3.5.2.	Controllo della bontà di adattamento del modello ai dati	55
3.6.	Analisi di serie temporali con modelli lineari.....	56
3.6.1.	I modelli lineari statici.....	57
3.6.2.	I modelli dinamici.....	60
4.	ANALISI DELL'INTERAZIONE FRA ACQUE SOTTERRANEE E SUPERFICIALI	63
4.1.	Conoide del Trebbia.....	64
4.1.1.	Stazionarietà delle serie temporali.....	67
4.1.2.	Stima del tempo di ritardo fra le serie temporali	70
4.1.3.	Stima dell'ordine autoregressivo	71
4.1.4.	Stima dei coefficienti del modello ARDL e determinazione del Lag..	74
4.1.5.	Test sui residui e validazione	75
4.2.	Conoide dell'Arda	83
4.2.1.	Stazionarietà delle serie temporali.....	86
4.2.2.	Stima del tempo di ritardo tra le serie temporali	87
4.2.3.	Stima dell'ordine autoregressivo	88
4.2.4.	Stima dei coefficienti del modello ARDL e determinazione del Lag..	89
4.2.5.	Test sui residui e validazione	91
5.	CONCLUSIONI	97
6.	APPENDICE A.....	101
7.	APPENDICE B	105
	Bibliografia.....	125

1. INTRODUZIONE

La gestione sostenibile delle risorse idriche e la tutela della loro qualità sono divenuti temi di grande interesse per l'opinione pubblica nel momento in cui si è acquisita la consapevolezza che l'acqua utilizzabile per fini umani non è una risorsa illimitata, ma al contrario, è una risorsa fragile, non rinnovabile ed in quanto tale da proteggere. Se si guarda ai dati sulla disponibilità di risorsa idrica nel mondo, ci si rende conto che il 97,5% dell'acqua totale è salata e del restante 2,5% di natura dolce, solo l'1% è utilizzabile per le attività umane. Di questo 1% di acqua dolce nel mondo, le acque sotterranee ne costituiscono la più ampia riserva. Infatti, il 97% delle acque dolci, escludendo i ghiacciai, provengono dal sottosuolo ed il rimanente 3% è composto da acque superficiali.

REGIONI	Sorgente	Pozzo	Corso d'acqua	Lago naturale	Bacino artificiale	Acque marine o salmastre
Piemonte	99.379	421.780	70.787	-	2.178	-
Valle d'Aosta/Vallée d'Aoste	33.855	5.684	-	-	189	-
Liguria	32.768	129.525	47.217	-	47.798	251
Lombardia	237.534	1.171.352	2.323	40.016	352	-
Trentino-Alto Adige/Südtirol	168.257	42.477	3.580	44	-	-
Bolzano/Bozen	55.391	21.502	1	-	-	-
Trento	112.866	20.975	3.579	44	-	-
Veneto	219.410	436.774	72.407	1.182	-	-
Friuli-Venezia Giulia	37.087	178.833	7.840	-	-	-
Emilia-Romagna	31.594	325.205	100.570	231	59.885	-
Toscana	91.367	251.994	101.485	1.102	13.616	768
Umbria	47.981	67.772	-	-	-	-
Marche	116.417	45.656	16.577	-	23.713	-
Lazio	874.189	252.270	9.388	3.934	473	-
Abruzzo	199.870	71.429	19.363	-	-	-
Molise	114.550	35.722	-	-	11.083	-
Campania	415.293	456.740	-	-	-	-
Puglia	838	115.181	-	-	93.572	-
Basilicata	171.315	4.849	-	-	139.513	-
Calabria	189.170	165.207	27.813	-	6.044	-
Sicilia	159.386	326.906	10.472	-	116.433	12.600
Sardegna	13.380	34.292	1.214	-	249.012	-
ITALIA	3.253.640	4.539.648	491.036	46.509	763.861	13.619

Figura 1.1: Prelievi di acqua (m³) ad uso potabile per tipologia di fonte e Regione (fonte: ISTAT)

Le acque sotterranee, dunque, rappresentano una risorsa “nascosta” quantitativamente e qualitativamente molto significativa, utilizzata innanzitutto per soddisfare il fabbisogno idro-potabile della popolazione. In Italia, ad esempio, il prelievo nazionale di acqua ad uso potabile proviene principalmente da questa fonte, come testimoniano i dati ISTAT del 2008 riportati in Figura 1.1.

Focalizzando l’attenzione sulla Regione Emilia-Romagna i dettagli forniti in Figura 1.2 mostrano come si ripartisce il prelievo totale annuo d’acqua da pozzo (pari a 325205 m³) nelle varie provincie del territorio.

	Totale Regione	1 - Piacenza	2 - Parma	3 -Reggio nell'Emilia	4 - Modena	5 - Bologna	6 - Ferrara	7 - Ravenna	8 - Forlì-Cesena	9 - Rimini
sorgente	31.594	2.736	7.914	4.148	7.827	6.361			2.593	16
pozzo	325.205	26.903	52.824	47.704	82.329	57.818	18.754	2.297	9.788	26.788
corso d'acqua	100.570		1.340	5.613	1.129	42.990	32.233	15.196	1.543	525
lago naturale	231					231				
bacino artificiale	59.885	1.702				1.748		281	55.480	674
totale	517.484	31.341	62.077	57.465	91.285	109.148	50.987	17.774	69.404	28.003

Figura 1.2: Prelievi di acqua (m³) ad uso potabile nelle provincie dell’E-R (fonte: ISTAT)

Quasi tutti i capoluoghi, ad eccezione di Ferrara e Ravenna, sfruttano principalmente la risorsa del sottosuolo per il loro approvvigionamento idrico, essendo generalmente questa di buona qualità e non bisognosa di particolari trattamenti di potabilizzazione. L’acqua di falda in Regione non viene però prelevata solo dalle reti acquedottistiche per scopo potabile (Figura 1.3); tale risorsa, infatti, viene sfruttata anche dal settore industriale, per i propri processi di lavorazione, e dal settore agricolo, che la adopera come sostegno per l’irrigazione (Figura 1.4 e Figura 1.5). Dati i molteplici utilizzi della risorsa nel territorio, diviene fondamentale preservare le acque sotterranee dalle conseguenze di una cattiva gestione che possa intaccarne la qualità (depauperamento) per via di un utilizzo incontrollato. Da un punto di vista qualitativo, costituiscono una minaccia tutti gli scarichi civili non depurati, i residui delle lavorazioni industriali (metalli pesanti, idrocarburi, sostanze organiche non naturali)

e le acque di irrigazione e di pioggia che dilavano i fertilizzanti, gli erbicidi e i pesticidi presenti nei terreni agricoli. Si ha invece l'impoverimento della risorsa da un punto di vista quantitativo quando il regime dei prelievi supera l'apporto naturale che la falda riceve dai processi di ricarica.

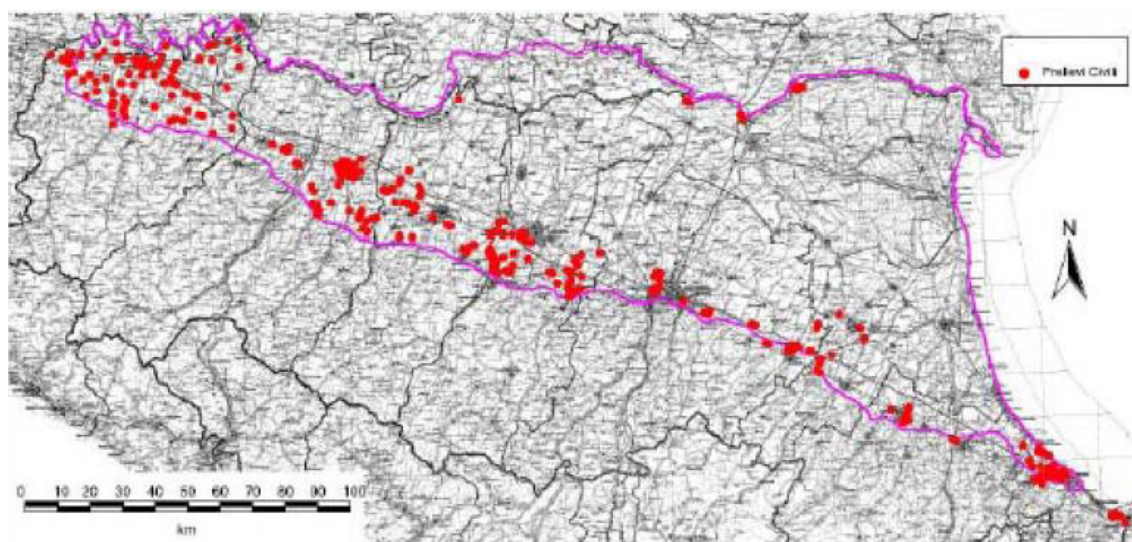


Figura 1.3: Distribuzione spaziale dei prelievi di acque sotterranee (uso civile- acquedottistico) nella Regione E-R (PTA, 2005)

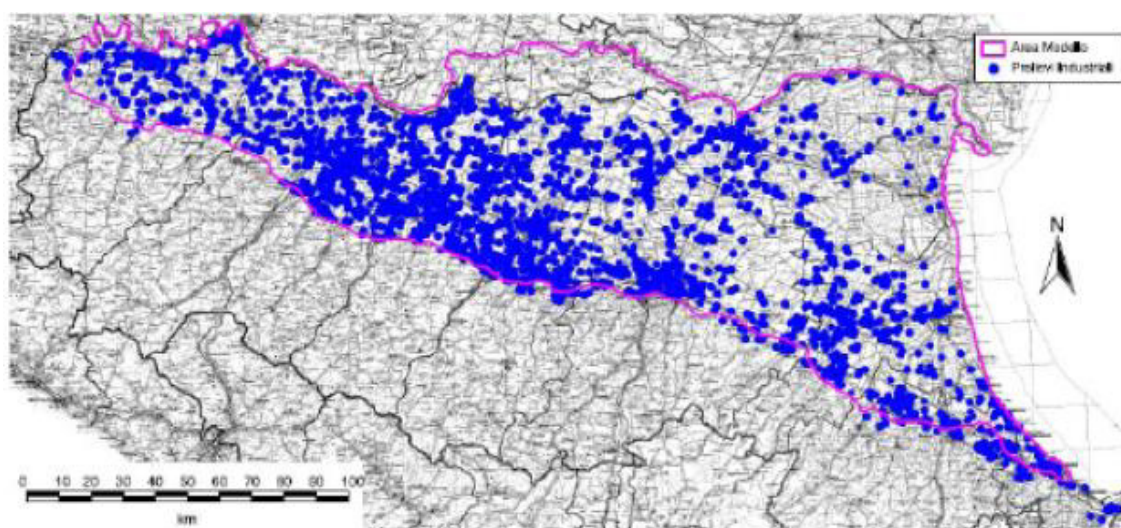


Figura 1.4: Distribuzione spaziale dei prelievi di acque sotterranee (uso industriale) nella Regione E-R (PTA, 2005)

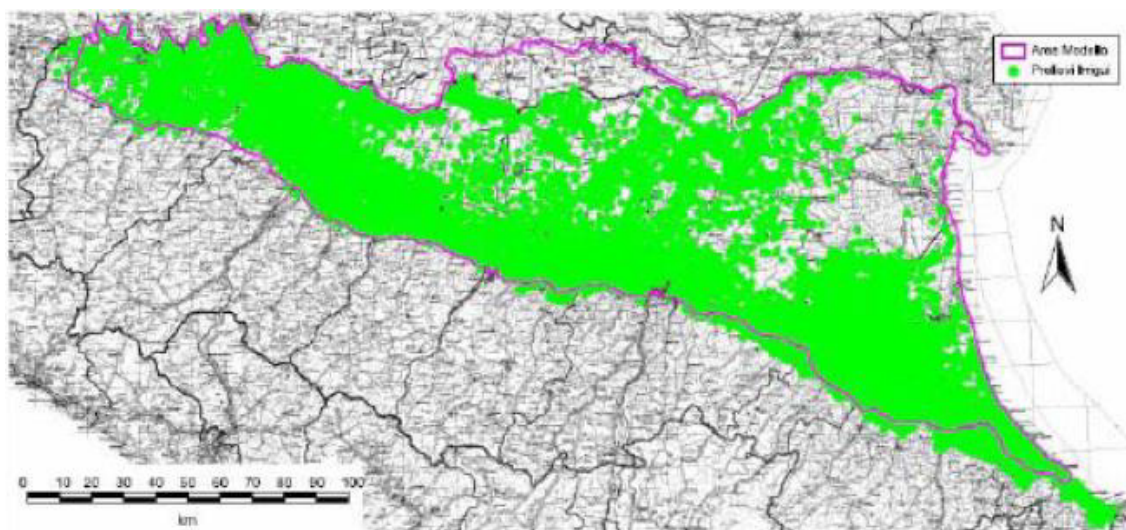


Figura 1.5: Distribuzione spaziale dei prelievi di acque sotterranee (uso irriguo) nella Regione E-R (PTA, 2005)

Solo una gestione sostenibile delle acque, che mira all'ottimizzazione degli utilizzi, al risparmio idrico e alla tutela, può prevenire situazioni di criticità imputabili all'indisponibilità della risorsa e al deterioramento della sua qualità. Su queste constatazioni si sono basate le politiche comunitarie degli ultimi trent'anni, fino all'adozione della Direttiva 2000/60/CE che istituisce un quadro unificato d'azione in materia di acque.

1.1 Quadro normativo europeo

La Direttiva 2000/60/CE, assieme alle direttive figlie (Direttiva 2006/118/CE sulla protezione delle acque sotterranee dall'inquinamento e dal deterioramento; Direttiva 2007/60/CE relativa alla valutazione e gestione dei rischi alluvionali), costituisce una disciplina unitaria capace di trattare le difficoltà presenti nella gestione delle risorse idriche e di promuoverne un utilizzo sostenibile. Il suo recepimento ha imposto una riorganizzazione geografica ed amministrativa del patrimonio idrico europeo e la predisposizione di idonee strutture per poter raggiungere i seguenti obiettivi di qualità:

- Dicembre 2003 il recepimento della direttiva quadro nella legislazione nazionale;
- Dicembre 2004 l'individuazione dei distretti idrografici e l'adozione di disposizioni amministrative;
- Dicembre 2006 l'analisi completa delle caratteristiche delle acque superficiali e sotterranee, l'analisi delle pressioni e degli impatti esercitati sui distretti idrografici e l'analisi economica dell'utilizzo idrico;
- Dicembre 2008 la pubblicazione dei piani di gestione dei bacini idrografici ai fini della consultazione del pubblico;
- Dicembre 2009 l'adozione dei piani di gestione dei bacini idrografici;
- Dicembre 2010 l'introduzione di politiche del corretto recupero dei costi dei servizi idrici;
- Dicembre 2012 termine ultimo per l'attuazione di misure;
- Entro dicembre 2015 il raggiungimento del buono stato delle acque superficiali e sotterranee e il primo aggiornamento del piano di gestione dei bacini idrografici.

Il programma di lavoro, in parte già adempito, stabilisce che i singoli Stati membri affrontino la tutela delle acque a livello di bacino idrografico. L'unità territoriale di riferimento per la gestione del bacino è individuata nel "distretto idrografico": area di terra e di mare, costituita da uno o più bacini idrografici limitrofi e dalle rispettive acque sotterranee e costiere. In ciascun distretto idrografico gli Stati membri devono adoperarsi affinché vengano effettuate: (i) un'analisi delle caratteristiche del distretto, (ii) un esame dell'impatto provocato dalle attività umane sullo stato delle acque superficiali e sotterranee (iii) ed un'analisi economica dell'utilizzo idrico. Relativamente ad ogni distretto deve essere predisposto un programma di misure che tenga conto delle analisi effettuate e degli obiettivi ambientali fissati dalla direttiva, con lo scopo ultimo di raggiungere uno "stato di buono" di tutte le acque entro il 2015. I programmi di misure sono indicati nei Piani di Gestione che gli Stati

membri devono predisporre per ogni singolo bacino idrografico. Esso rappresenta lo strumento di programmazione/attuazione per il raggiungimento degli obiettivi stabiliti dalla direttiva (*Alberton e Domorenok, 2011*).

1.2 Quadro normativo nazionale

Il patrimonio idrico europeo è stato oggetto negli ultimi decenni di numerosi interventi legislativi che hanno portato come risultato all'affermazione di una strategia politica europea volta alla tutela e all'uso sostenibile delle risorse idriche sempre più precisa e stringente. Con l'approvazione della direttiva-quadro in materia di acque e le direttive figlie, il legislatore europeo è riuscito a modificare radicalmente le strutture e le istituzioni promosse alla tutela e alla gestione delle acque. Nello specifico ha istituito una nuova figura amministrativa, l'Autorità di Distretto, avente compito di redigere il Piano di Gestione per ogni singolo bacino idrografico.

Il percorso compiuto dall'Italia alla luce delle indicazioni europee ha fatto emergere non poche criticità specie nel processo di trasformazione istituzionale richiesta dalla nuova visione di sviluppo sostenibile e dal nuovo modo di intendere e gestire le risorse idriche.

Con l'emanazione del D.Lgs 152/2006, modificato in D.Lgs 30/2009, l'Italia ha assolto a quasi tutti gli adempimenti formali stabiliti dalla Direttiva-quadro, seppur con gravi ritardi e a volte a seguito dell'attivazione di numerose procedure di infrazione da parte della Commissione Europea. I maggiori problemi si sono verificate nella fase di istituzione delle Autorità di Distretto, ancora oggi vacanti. Il D.Lgs. 152/06 riporta nell'articolo 64 la ripartizione del territorio italiano in 8 distretti idrografici (Figura1.6). In attesa dell'istituzione dell'Autorità di Distretto, il Decreto Legge n. 208 del 30 dicembre 2008 convertito con modificazioni in Legge 27 febbraio 2009, n. 13, stabilisce che siano le Autorità di Bacino nazionali ad essere investite del ruolo di coordinamento per la redazione del Piano di Gestione dei distretti

idrografici in cui è stato suddiviso il territorio nazionale (*Alberton e Domorenok, 2011*).

1.3 Piano di gestione della Regione Emilia-Romagna

Ad oggi tutti i distretti idrografici sono dotati di un Piano di Gestione Distrettuale, strumento tecnico che dovrà essere rivisto nel 2015 e successivamente ogni 6 anni. In base all'attuazione della Direttiva la regione Emilia-Romagna è stata ripartita in tre distretti idrografici: Padano, Appennino Settentrionale ed Appennino Centrale. Pertanto le Autorità di Bacino del fiume Po, Arno e Tevere hanno coordinato e redatto i Piani di Gestione per i corrispettivi distretti in collaborazione con la regione Emilia-Romagna e le altre regioni coinvolte.



Figura 1.6: Distretti idrografici

In sintesi il Piano di Gestione delle acque di ciascuno distretto idrografico, come indicato dall'Allegato II del DQA, tratta i seguenti aspetti:

- la descrizione generale delle caratteristiche del distretto;
- la sintesi delle pressioni e degli impatti delle attività umane sui corpi idrici superficiali e sotterranei;
- l'elenco e la rappresentazione delle aree protette;
- la mappa delle reti di monitoraggio;
- l'elenco degli obiettivi ambientali per tutti i corpi idrici;
- la sintesi dell'analisi economica;
- la sintesi dei programmi di misure (compresi quelli più dettagliati per sottobacino, settori o per problematiche specifiche, nonché le misure adottate per la partecipazione pubblica);
- l'elenco delle autorità competenti e le procedure per ottenere la documentazione e le informazioni di base.



Figura 1.7: Schema riassuntivo del Piano di Gestione

La regione Emilia-Romagna con la Delibera di Giunta numero 350 del 8 Febbraio 2010 ha formalizzato ed avviato attività di pianificazione, gestione e controllo volte: (i) alla identificazione dei corpi idrici, (ii) all'individuazione delle reti di monitoraggio, (iii) alla classificazione qualitativa delle acque (sotterranee e superficiali) al fine di raggiungere gli obiettivi di qualità ambientale imposti.

1.4 Lo stato quali-quantitativo delle acque sotterranee della Regione E-R

Soffermandoci sulle acque sotterranee, la Regione ha rivisto ed adeguato la classificazione dei corpi idrici presente nel Piano di Tutela delle Acque (2005) giungendo ad individuarne un totale di 145. La classificazione dello stato delle acque sotterranee viene realizzata mediante due apposite reti di monitoraggio, una per la definizione dello stato quantitativo, l'altra per la definizione dello stato chimico (Figura 1.8). In alcuni casi le stazioni di monitoraggio possono appartenere ad entrambe le reti.

Provincia	Misura chimismo	Misura chimismo e quantitativo	Misura quantitativo	Totale stazioni di misura	Stazioni rete chimismo	Stazioni rete quantitativo
PC	8	78	3	89	86	81
PR	23	60	20	103	83	80
RE	20	49	21	90	69	70
MO	5	77	3	85	82	80
BO	23	78	32	133	101	110
FE	3	46	16	65	49	62
RA	13	36	25	74	49	61
FC	20	27	18	65	47	45
RN	3	28	9	40	31	37
Totale	118	479	147	744	597	626

Figura 1.8: Stazioni di monitoraggio per tipologia di misura (fonte: Arpa)

Il numero delle stazioni di monitoraggio quantitativo è pari complessivamente a 626 di cui 479 sono in condivisione con il monitoraggio chimico, costituito da 597 stazioni totali. Nei pozzi viene misurato il livello statico della falda; nel caso di sorgenti, invece, si misura la portata espressa in litri al secondo. Per il controllo qualitativo vengono effettuate 2 campagne annuali (di solito nei mesi di aprile e ottobre) corrispondenti rispettivamente al periodo di ricarica degli acquiferi, legato alle piogge invernali, ed al periodo seguente alla "secca" estiva. Per il controllo piezometrico, invece, la frequenza delle misure manuali varia da mensile, per pozzi particolarmente critici e/o strategici per la risorsa, a trimestrale e semestrale; dove invece sono inserite le sonde automatiche, la frequenza è oraria. Per la classificazione qualitativa vengono utilizzate le medie dei valori misurati

nelle due campagne annuali sui punti di campionamento, mentre per la classificazione quantitativa viene utilizzata l'intera serie storica dei dati piezometrici. La qualità di un corpo idrico sotterraneo è descritta dall'indice SCAS (Stato Chimico delle Acque Sotterranee) che individua cinque possibili classi di appartenenza (Figura 1.9). Lo stato chimico è definito in base ai risultati delle analisi dei: (i) parametri di base (temperatura dell'acqua, durezza, bicarbonati, calcio, magnesio, sodio, potassio) (ii) sette macrodescrittori (Figura 1.10) e (iii) parametri aggiuntivi individuati a livello provinciale.

CLASSE 1	Impatto antropico nullo o trascurabile con pregiate caratteristiche idrochimiche
CLASSE 2	Impatto antropico ridotto e sostenibile sul lungo periodo e con buone caratteristiche idrochimiche
CLASSE 3	Impatto antropico significativo e con caratteristiche idrochimiche generalmente buone, ma con alcuni segnali di compromissione
CLASSE 4	Impatto antropico rilevante con caratteristiche idrochimiche scadenti
CLASSE 0	Impatto antropico nullo o trascurabile ma con particolari facies idrochimiche naturali in concentrazioni al di sopra del valore della Classe 3

Figura 1.9: Classi dello SCAS (fonte: Arpa)

Parametro	Unità di misura	Classe 1	Classe 2	Classe 3	Classe 4	Classe 0
Conducibilità elettrica (20°C)	μS/cm	≤400	≤2500	≤2500	>2500	>2500
Cloruri	mg/l	≤ 25	≤250	≤250	>250	>250
Manganese	μg/l	≤ 20	≤50	≤50	>50	>50
Ferro	μg/l	≤ 50	≤200	≤200	>200	>200
Nitrati	mg/l di NO ₃	≤ 5	≤25 (*)	≤50 (*)	> 50	
Solfati	mg/l di SO ₄	≤ 25	≤250	≤250	>250	>250
Ione ammonio	mg/l di NH ₄	≤ 0,05	≤0,5	≤0,5	>0,5	>0,5

Figura 1.10: Parametri macrodescrittori misurati dalla rete di monitoraggio chimico (fonte: Arpa)

Lo stato quantitativo invece viene definito dall'indice SQuAS (Stato Quantitativo delle Acque Sotterranee), che individua quattro possibili classi (Figura 1.11).

Si riportano in Figura 1.12 i risultati della classificazione qualitativa dei 145 corpi idrici relativa al triennio 2010-2012.

CLASSE A	L'impatto antropico è nullo o trascurabile con condizioni di equilibrio idrogeologico. Le estrazioni di acqua o alterazioni della velocità naturale di ravvenamento sono sostenibili sul lungo periodo.
CLASSE B	L'impatto antropico è ridotto, vi sono moderate condizioni di disequilibrio del bilancio idrico, senza che tuttavia ciò produca una condizione di sovrasfruttamento, consentendo un uso della risorsa e sostenibile sul lungo periodo.
CLASSE C	Impatto antropico significativo con notevole incidenza dell'uso sulla disponibilità della risorsa evidenziata da rilevanti modificazioni agli indicatori generali sopraesposti.
CLASSE D	Impatto antropico nullo o trascurabile, ma con presenza di complessi idrogeologici con intrinseche caratteristiche di scarsa potenzialità idrica.

Figura 1.11: Classi indice SQuAS (fonte: Arpa)

Corpi Idrici	Stato Chimico 2010-2012		Totale	Corpi Idrici	Stato Quantitativo 2010-2012		Totale
	Buono	Scarso			Buono	Scarso	
Conoidi	52	36	88	Conoidi	58	30	88
Pianure Alluvionali	5	0	5	Pianure Alluvionali	5	0	5
Freatici	0	2	2	Freatici	2	0	2
Montani	42	8	50	Montani	50	0	50
Totale	99	46	145	Totale	115	30	145

Figura 1.12: Classificazione dei corpi idrici dell'E-R nel triennio 2010-2012 (fonte: Arpa)

2. AREA DI STUDIO

2.1 I corpi idrici sotterranei della Regione Emilia-Romagna

Al monitoraggio e alla tutela delle acque sotterranee è riservata particolare attenzione all'interno delle politiche di tutela ambientale dell'Unione Europea. Il legislatore comunitario, attraverso l'emanazione delle Direttive 2000/60/CE e 2006/118/CE, definisce la necessità di identificare e caratterizzare i corpi idrici sotterranei e fissa come obiettivo il raggiungimento dello stato "buono" per ciascuno di questi. Il D.Lgs. 30/2009 recepisce a livello nazionale le due direttive e individua i criteri tecnici per quanto attiene alla caratterizzazione e all'individuazione dei corpi idrici sotterranei, modificando contestualmente il D.Lgs. 152/2006. Tale norma stabilisce, inoltre, i valori soglia e gli standard di qualità ambientale per definire lo stato chimico delle acque sotterranee ed individua i criteri per il monitoraggio quantitativo e per la classificazione dei corpi idrici.

In questo contesto, la Regione Emilia-Romagna ha rivisto ed adeguato la classificazione dei corpi idrici sotterranei presente nel Piano di Tutela delle Acque (2005), giungendo ad individuare un totale di 145 corpi idrici (*Ferri e Marcaccio, 2013*). A ciascun corpo idrico è attribuito un nome, che deriva dal corso d'acqua superficiale al quale è connesso ed un codice numerico, la cui codifica permette di risalire all'acquifero e al complesso idrogeologico di appartenenza. In Tabella 2.1 viene riportato il numero di corpi idrici distinto per tipologia di complessi idrogeologici, sub complessi ed acquiferi individuati a scala regionale.

Per quanto attiene al raggruppamento dei corpi idrici per tipologia di complessi idrogeologici, in Emilia-Romagna sono presenti:

- alluvioni delle depressioni quaternarie (DQ);
- formazioni detritiche degli altipiani plio-quaternarie (DET);
- alluvioni vallive (AV);
- acquiferi locali (LOC).

Complesso Idrogeologico	Sub-complesso Idrogeologico	Tipo Acquifero	Acquifero	Numero Corpi Idrici
DQ	DQ1	DQ1.1	Acquifero freatico di pianura	2
			Conoidi Alluvionali Appenniniche - acquifero libero	29
	DQ2	DQ2.1	Conoidi Alluvionali Appenniniche - acquiferi confinati superiori	31
			Conoidi Alluvionali Appenniniche - acquiferi confinati inferiori	26
			Pianura Alluvionale Appenninica - acquiferi confinati superiori	1
			Pianura Alluvionale Appenninica e Padana - acquiferi confinati superiori	1
			Pianura Alluvionale Padana - acquiferi confinati superiori	1
			Pianura Alluvionale Appenninica e Padana Costiera - acquiferi confinati	1
			Pianura Alluvionale - acquiferi confinati inferiori	1
DET	DET1	DET1.2	Conoidi montane e spiagge appenniniche (sabbie gialle)	2
AV	AV2	AV2.1	Depositi delle vallate appenniniche	1
LOC	LOC1	LOC1.1	Corpo idrico montano	2
		LOC1.2	Corpo idrico montano	31
	LOC3	LOC3.1	Corpo idrico montano	16
Totale				145

Tabella 2.1: Corpi idrici sotterranei della Regione E-R suddivisi per tipologia di complessi idrogeologici, sub complessi e acquiferi (fonte: Arpa)

I complessi idrogeologici di tipo DQ sono caratteristici della pianura alluvionale e comprendono (i) l'acquifero freatico di pianura, (ii) le conoidi alluvionali, (iii) le piane alluvionali appenniniche e padane. Nella categoria DET ricadono, invece, le conoidi montane e le spiagge appenniniche, quest'ultime costituite da sabbie gialle provenienti dalle conoidi alluvionali antiche incorporate nel sollevamento della catena appenninica. La tipologia AV include i depositi alluvionali presenti nelle vallate appenniniche, nella porzione montana della Regione; infine, la categoria LOC è rappresentata dai complessi idrogeologici ubicati nella porzione montana del territorio (*Ferri e Marcaccio, 2013*).

Il raggruppamento dei corpi idrici sotterranei, secondo la tipologia di acquifero, prevede invece la distinzione in:

- acquifero freatico di pianura;
- conoidi alluvionali appenniniche-acquifero libero, acquiferi confinati superiori, acquiferi montani;
- acquiferi confinati inferiori.

Note:

- 1: Conoidi alluvionali "amalgamate" – acquifero libero;
- 2: Conoidi alluvionali "multistrato" - acquiferi confinati superiori (acquiferi A1 ed A2);
- 3: Conoidi alluvionali "multistrato" - acquiferi confinati inferiori (acquiferi A3 - C)
- 4: Pianura alluvionale appenninica - acquiferi confinati superiori (acquiferi A1 ed A2)
- 5: Pianura alluvionale appenninica - acquiferi confinati inferiori (acquiferi A3 - C)
- 6: Pianura alluvionale e deltizia padana - acquiferi confinati superiori (acquiferi A1 ed A2, rispet. 6a e 6b)
- 7: Pianura alluvionale e deltizia padana - acquiferi confinati inferiori (acquiferi A3 - C)
- 8: Conoidi alluvionali pedemontane

In tale schematizzazione gli acquiferi sono individuati ai sensi della Direttiva 2000/60/CE e vengono distinti in tre gruppi. Tra questi, il Gruppo Acquifero A, di età più recente, ed il Gruppo Acquifero B, di età intermedia, sono costituiti principalmente da: (i) depositi alluvionali delle conoidi alluvionali, (ii) depositi fini di piana alluvionale (iii) sabbie della piana del Fiume Po. Il Gruppo Acquifero C, il più antico, è formato da depositi costieri e marino marginali. All'interno di ciascun gruppo vengono poi distinti i Complessi Acquiferi a cui corrisponde una Unità Stratigrafica della Carta Geologica (Figura 2.2).

UNITÀ STRATIGRAFICHE		SEQUENZE DEPOSIZIONALI		ETA' (milioni di anni)	SCALA CRONOSTRATIGRAFICA (milioni di anni)	UNITÀ IDROSTRATIGRAFICHE				
						GRUPPO ACQUIFERO	COMPLESSO ACQUIFERO	SISTEMA ACQUIFERO		
SUPERSISTEMA EMILIANO-ROMAGNOLO	SISTEMA EMILIANO-ROMAGNOLO SUPERIORE	Qc	Qc ₂	-0.12	PLEISTOCENE SUPERIORE-GLOCCENE	A	A1			
							A2			
							A3			
							A4			
	SISTEMA EMILIANO-ROMAGNOLO INFERIORE		Qc ₁	-0.35-0.45		PLEISTOCENE MEDIO	B	B1		
								B2		
								B3		
								B4		
	SABBIE DI MOLA	Qm	Qm ₃	-0.65	PLEISTOCENE INFERIORE	C	C1			
			Qm ₂	-0.8			C2			
GRUPPO DEL SANTERNO		Qm ₂	-1.0	C3						
		Qm ₁	-2.2	C4						
		P2	-3.3-3.6	C5						
			-3.9							
						ACQUEDOTTO BASALE				

Figura 2.2: Schema dei Gruppi Acquiferi e dei Complessi Acquiferi (fonte: SGSS Regione Emilia-Romagna)

2.2 Interazione fra corpi idrici sotterranei e superficiali

In Emilia-Romagna le manifestazioni più evidenti di interazione tra corpi idrici sotterranei e corpi idrici superficiali avvengono in prossimità delle porzioni di acquifero libero delle conoidi alluvionali appenniniche, principali zone di ricarica degli acquiferi profondi. Anche in pianura, nella zona freatica, sono presenti situazioni fenomeni di interazione, anche se meno evidenti per via del limitato spessore o potenzialità del corpo idrico sotterraneo. In tali contesti, la dinamica idrica a scala di bacino è caratterizzata da flussi sotterranei di scambio tra la falda ed il corpo idrico superficiale: nei periodi di piena e morbida il fiume ricarica l'acquifero, viceversa, nei momenti di magra si genera un processo opposto. In questo lavoro, i processi di ricarica naturale dei corpi idrici sotterranei, dovuti all'interazione con i corpi idrici superficiali, sono studiati attraverso l'analisi di serie temporali (Sezione 3) di livelli

piezometrici e idrometrici. Per una prima analisi del fenomeno si è scelto di considerare l'interazione tra il corpo idrico sotterraneo 0030ER-DQ1-CL (nome: Conoide Trebbia - libero) ed il fiume Trebbia; essendo un acquifero libero della conoide alluvionale appenninica, tale caso studio è particolarmente idoneo ad essere trattato secondo l'approccio proposto. Un secondo caso studio riguarda i meccanismi di ricarica tra il corpo idrico sotterraneo 033ER- DQ2-CCS (nome: Conoide Arda - confinato superiore), acquifero confinato superiore, ed il fiume Arda. Entrambi i corpi idrici sotterranei, selezionati per questo lavoro, appartengono alla Provincia di Piacenza (Figura 2.3).

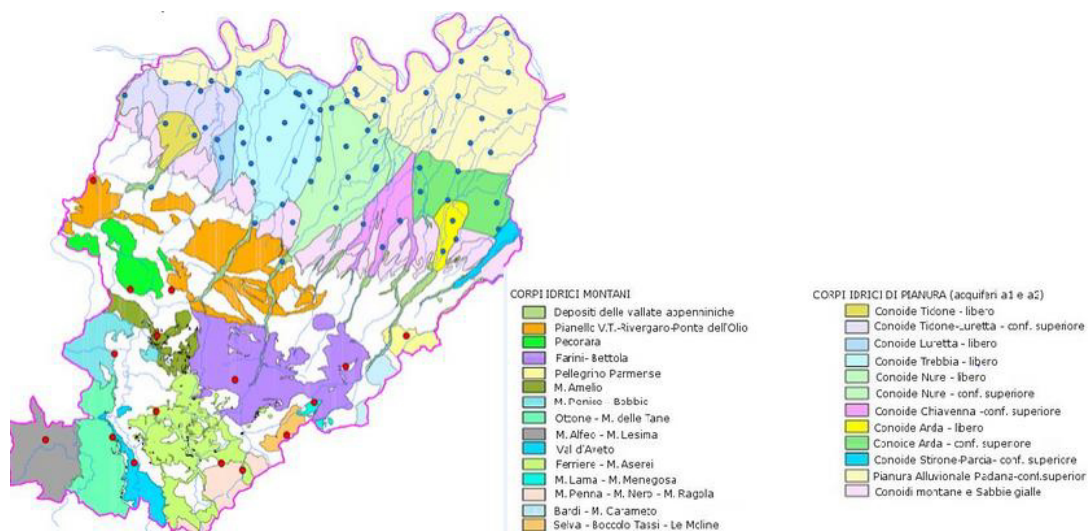


Figura 2.3: Corpi idrici sotterranei della provincia di Piacenza (fonte: Arpa)

Autorità di Bacino	Cod. AdB	Codice	Asta idrografica	Superficie ricadente nel territorio provinciale (Km ²)	Quota media (m s.l.m.)	Area totale (Km ²)
del Fiume Po	N008	0101	R. BARDONEZZA	10,60	189	
del Fiume Po	N008	0102	R. LORA - CAROGNA	32,71	164	
del Fiume Po	N008	0103	R. CARONA - BORIACCO	34,35	127	
del Fiume Po	N008	0104	R. CORNAIOLA	50,60	78	
del Fiume Po	N008	0105	T. TIDONE	271,01	434	350,33
del Fiume Po	N008	0106	T. LOGGIA	38,39	128	
del Fiume Po	N008	0107	R. DEL VESCOVO	13,63	64	
del Fiume Po	N008	0108	R. RAGANELLA	27,99	59	
del Fiume Po	N008	0109	F. TREBBIA	720,14	730	1083,03
del Fiume Po	N008	0110	COLATORE RIFIUTO*	16,79	57	
del Fiume Po	N008	0111	T. NURE	457,99	618	457,99
del Fiume Po	N008	0112	T. CHIAVENNA	360,07	243	362,94
del Fiume Po	N008	0113	CAVO FONTANA*	157,04	39	
del Fiume Po	N008	0114	T. ARDA	300,60	265	364,11

Tabella 2.2: Elenco dei bacini principali della Provincia di Piacenza (fonte: Arpa)

Il territorio della Provincia di Piacenza si caratterizza per la presenza di 95 corsi d'acqua naturali con bacino idrografico superiore ai 10 km², di cui 14, sono riportati in Tabella 2.2; questi rappresentano i bacini idrografici principali (Figura 2.4), affluenti diretti del fiume Po.

Di seguito si riporta una descrizione di dettaglio delle conoidi del Trebbia e dell'Arda, oggetto di questo studio.

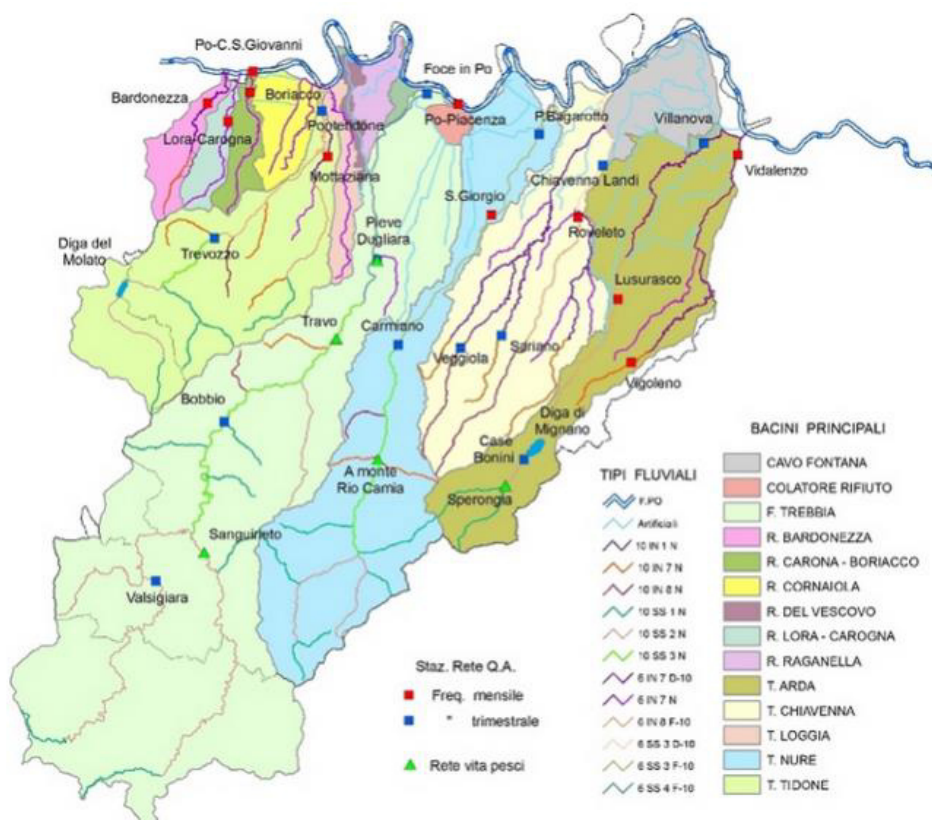


Figura 2.4: Bacini principali della provincia di Piacenza (fonte: Arpa)

2.2.1 Conoide Trebbia: caratteristiche generali

Il bacino del Trebbia (Figura 2.4) ha una superficie complessiva di circa 1.070 km² (1,5% della superficie complessiva del bacino del Po), di cui gran parte in ambito collinare-montano (86%). Il fiume Trebbia nasce dal monte S. Lazzaro nell'Appennino Ligure e confluisce nel Po, poco a ovest di Piacenza, dopo un percorso di circa 116 km. Riceve numerosi affluenti fra cui il più importante è il torrente Aveto, lungo circa 30 km, con un elevato contributo idrico per l'alta piovosità caratteristica del suo

bacino, di superficie circa pari a 257 km². Altri affluenti rilevanti sono i torrenti Bobbio, Perino e Dorba. L'asta principale del Trebbia è suddivisibile in due tratti distinti per caratteristiche morfologiche, morfometriche e per comportamento idraulico: il tratto montano che si sviluppa dalla sorgente fino a Rivergaro, per una lunghezza di circa 95 km, e il tratto di pianura, con alveotipo tipicamente pluricursale, fino alla confluenza in Po (*ADBPO-Autorità di bacino del fiume Po*).

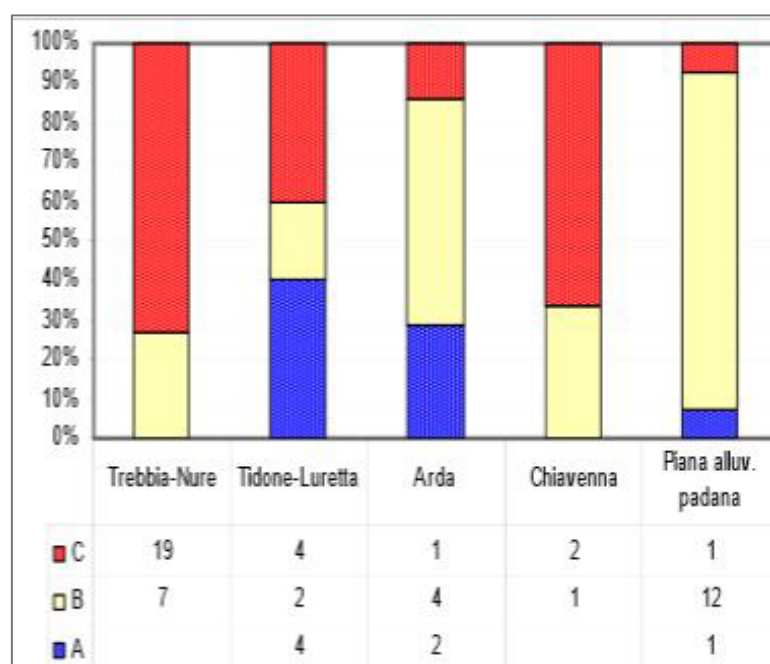


Figura 2.5: Indice SquAS per Unità Idrogeologica - Provincia di Piacenza (fonte: Arpa)

La Conoide Trebbia assieme a quella del torrente Nure, è considerata la conoide alluvionale maggiore della provincia di Piacenza. Si riportano alcune informazioni sullo stato quali-quantitativo. La classificazione dello stato delle acque viene realizzata mediante il monitoraggio dei punti d'acqua (pozzi) costituenti le reti di monitoraggio della qualità e della quantità (manuale ed automatica). Nella Conoide Trebbia - Nure sono presenti 25 stazioni: 2 per il monitoraggio del chimismo, 2 per la piezometria e 21 stazioni per la misura di entrambi i parametri. Per quanto riguarda l'aspetto quantitativo, il 73% di pozzi presenta indice SQuAS (Stato Quantitativo delle Acque Sotterranee) di Classe C, mentre

nessun pozzo rientra in Classe A (Figura 2.5) (Russo et al., 2010). Ciò significa che in oltre la metà dei pozzi si caratterizza per un impatto antropico significativo, che incide notevolmente sulla disponibilità della risorsa; in nessun pozzo si registra un impatto antropico nullo.

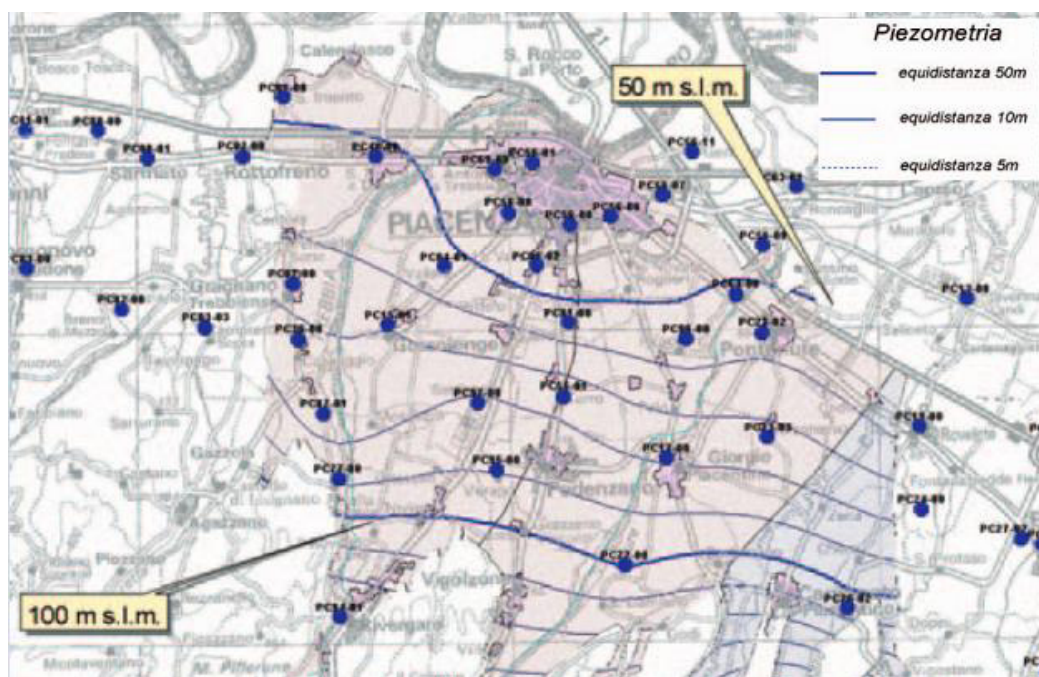


Figura 2.6: Carta della piezometria - Provincia di Piacenza (fonte: Arpa)



Figura 2.7: Dettaglio della carta della piezometria (fonte: Arpa)

Osservando la carta della piezometria (Figura 2.6) si può notare che il flusso idrico è orientato verso Nord-Est (direzione prevalente della falda), fatta eccezione per un piccolo squilibrio di cui si fornisce un dettaglio in Figura 2.7. La variazione nell'andamento della piezometria è dovuta ad un sovrasfruttamento dell'acquifero rispetto alle sue naturali capacità di ricarica.

I principali centri abitati ad insistere sull'acquifero sono i Comuni di Podenzano e Piacenza; in generale tutta la zona sfrutta la risorsa per fini acquedottistici, ma i maggiori prelievi si registrano soprattutto nell'intorno del Capoluogo. Per quanto riguarda l'aspetto qualitativo, la valutazione dell'indice SCAS (Stato Chimico delle Acque Sotterranee), stimata nell'anno 2009, attesta nella Conoide Trebbia-Nure il maggior numero di pozzi di Classe 2, la più alta nel territorio piacentino (*Russo et al., 2010*) (Figura 2.8).

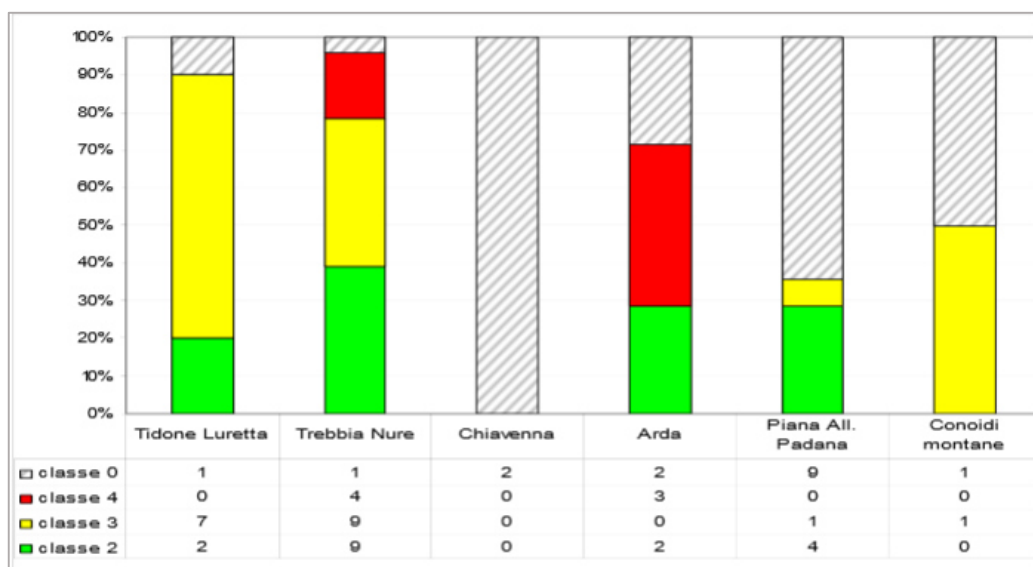


Figura 2.8: Indice SCAS per Unità Idrologica - Provincia di Piacenza (fonte: Arpa)

2.2.2 Conoide Arda: caratteristiche generali

Il bacino del torrente Arda (Figura 2.4) si sviluppa su una superficie di circa 440 km² (corrispondente a circa 1% del bacino del Po), di cui il 32% ricade nel settore montano. L'Arda si immette in Po dopo un percorso di circa 56 km ricevendo 32 affluenti tra i quali il principale è il

torrente Ongina che confluisce in Arda in destra, in località Bignomi. Il bacino idrografico dell'Arda ha caratteristiche di bacino collinare e di pianura, essendo inserito rispettivamente tra quello del Nure, a ovest, e quello del Taro, a Est, che racchiudono la parte montana del territorio (*ADBPO-Autorità di bacino del fiume Po*).

La Conoide dell'Arda è individuata quale conoide alluvionale intermedia. I principali centri abitativi che vi insistono sono Fiorenzuola D'Arda, Roveleto ed Alseno. Per la valutazione dello stato delle acque sono presenti 7 stazioni di monitoraggio che misurano sia il chimismo sia la piezometria. A differenza della Conoide Trebbia conta 2 stazioni con indice SquAS di Classe A, ossia impatto antropico nullo, 4 con indice B, relativo ad un impatto antropico ridotto, ed un solo pozzo di Classe C (Figura 2.5).

La carta della piezometria (Figura 2.9) mostra complessivamente un andamento regolare: nella parte centrale, asse di conoide, vi è un parziale miglioramento delle condizioni piezometriche bilanciato però dalle aree laterali che presentano un deficit idrico anche consistente nella zona a nord, coincidente con Roveleto, dove sono ubicati prelievi acquedottistici di medie dimensioni (*Russo et al., 2009*).

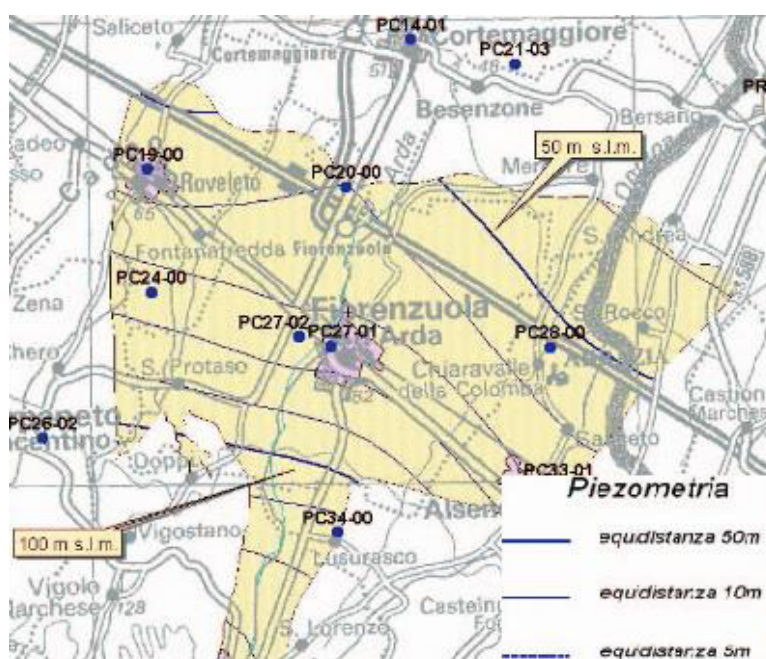


Figura 2.9: Carta della piezometria - Comune di Fiorenzuola D'Arda (fonte: Arpa)

Per quanto riguarda lo stato quantitativo il 43% dei pozzi presenta caratteristiche idrometriche scadenti e dei restanti pozzi nessuno appartiene alla classe più alta (Figura 2.8).

2.3 Acquisizione e trattamento preliminare delle serie idrometriche e piezometriche

Individuate le aree di studio, per rendere possibile l'analisi dell'interazione fra corpi idrici superficiali e sotterranei è stato necessario acquisire le serie temporali delle grandezze idrologiche di interesse. Per i corsi d'acqua, Trebbia e Arda, sono state acquisite le misure di livello idrometrico registrate nel periodo compreso tra Gennaio 2012 e Dicembre 2014, presso le stazioni appartenenti alla rete regionale di monitoraggio ambientale dei corpi idrici superficiali (Figura 2.10).

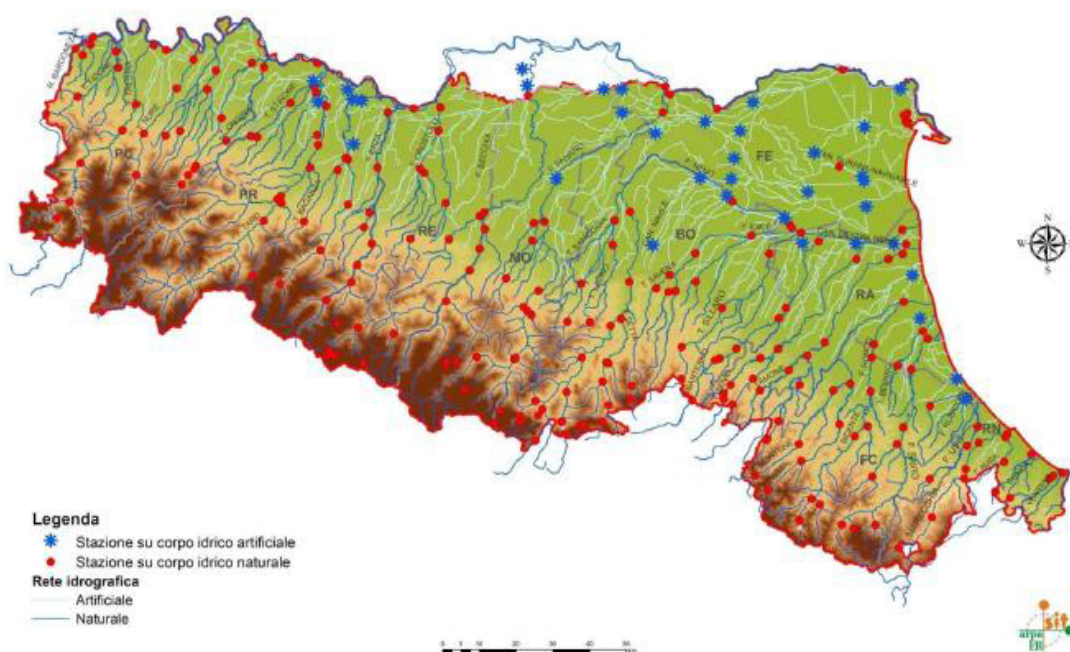


Figura 2.10: Rete di monitoraggio dello stato ambientale delle acque superficiali (fonte: Arpa)

Nello specifico le stazioni appartengono alla rete SIMNPR. Essa è gestita dal Servizio Idrografico (ex Ministero dei Lavori Pubblici, Ufficio di Parma) e consta di una serie di stazioni automatiche, collegate in tempo reale, che forniscono dati di interesse idrologico relativi all'Emilia

Occidentale (da Piacenza a Modena). I dati rilevati sono diversi. Oltre all'altezza idrometrica si misurano la temperatura, la pioggia cumulata e l'umidità relativa. Alcune stazioni misurano tutti i parametri sopra indicati, altre rilevano solo uno o più dei suddetti parametri. La frequenza di rilevamento è oraria.

Per quanto riguarda il fiume Trebbia, il numero di stazioni disposte lungo la sua asta fluviale ammonta a 6, di cui 5 in Emilia-Romagna, per il fiume Arda il numero di stazioni è pari a 3. In Tabella 2.3 e in Tabella 2.4 si riportano i dati delle stazioni di monitoraggio dei due corpi idrici:

Stazione	Comune	Provincia	h (m s.l.m)	Long(Gradi Cent.)	Lat (Gradi Cent.)
Bobbio	Bobbio	Piacenza	272	9.383.694	44.755.103
Trebbia Valsigara	Ottone	Piacenza	462	9.330.116	44.640.245
Salsominore	Ferriere	Piacenza	408	9.405.315	44.632.711
Rivergaro	Rivergaro	Piacenza	148	9.582.107	44.900.392
Cabanne	Rezzoaglio	Genova	848	9.346.466	44.952
Marsaglia	Corte Brugnatella	Piacenza	322	9.378.631	44.711.116

Tabella 2.3: Dati delle stazioni di monitoraggio disposte lungo il fiume Trebbia (fonte: Arpa)

Stazione	Comune	Provincia	h (m s.l.m)	Long (Gradi Cent.)	Lat (Gradi Cent.)
Lugagnano	Lugagnano Val D'Arda	Piacenza	216	9.831.999	44.819.875
Case Bonini	Vernasca	Piacenza	349	9.775.866	44.751.978
Fiorenzuola D'Arda	Fiorenzuola D'Arda	Piacenza	77	9.906.471	44.930.263

Tabella 2.4: Dati delle stazioni di monitoraggio disposte lungo il fiume Arda (fonte: Arpa)

Per i corpi idrici sotterranei sono state invece acquisite le misure di soggiacenza rilevate dalle stazioni automatiche della piezometria situate nelle due aree di studio: la stazione PC56-03 per l'acquifero libero - Conoide Trebbia e la stazione PC27-02 per l'acquifero confinato superiore - Conoide Arda. (In Appendice A si riportano le schede monografiche relative alle due stazioni).

Come è possibile cogliere dalla Figura 2.11 la stazione di monitoraggio del fiume Trebbia più vicina alla stazione PC56-03 è Rivergaro (distante circa 18 km), mentre la stazione scelta per il fiume Arda è Case Bonini, distante circa 21 Km dalla stazione PC27-02.



Figura 2.11: Vista delle stazioni di monitoraggio dei corpi idrici superficiali e sotterranei (fonte: Google Earth)

I dati sono stati acquisiti presso l'Ente Arpa ed, in particolare, presso la Direzione Tecnica. Preliminarmente all'utilizzo è stata effettuata un'analisi di consistenza dei dati, utile a controllarne la completezza e l'attendibilità; successivamente si è proceduto alla verifica di qualità e alla validazione degli stessi, eseguita sia manualmente sia mediante software dedicato. Per i dettagli si rimanda all'Appendice B.

2.4 Rete di monitoraggio automatica della piezometria

La rete automatica della piezometria o rete ad alta frequenza è stata installata da Arpa Emilia-Romagna nel corso del biennio 2007-2008 (Marcaccio, 2010) ed ha portato all'inserimento in campo di 40 sonde automatiche per la misura di livello (L), temperatura (T) e, in alcuni casi, della conducibilità elettrica (C) (Figura 2.12). Essendo il numero delle sonde non sufficienti a coprire il monitoraggio di tutti i corpi idrici sotterranei presenti nel territorio regionale, la scelta dell'ubicazione delle centraline automatiche è ricaduta nelle zone di pianura per rispondere a uno o più dei seguenti requisiti:

- in prossimità di campi pozzo acquedottistici;
- in aree subsidenti;
- in acquiferi di conoide in prossimità di corsi di acqua superficiali;
- in acquiferi caratterizzati da fenomeni di intrusione salina nelle aree costiere;
- in acquiferi caratterizzati da incrementi di cloruri nelle aree di pianura.

In Tabella 2.5 si riporta l'elenco completo delle stazioni di monitoraggio della rete automatica.

Codice Stazione	Sensori sonda	Provincia	Comune	Località
PC27-02	Sensori LTC	PC	FIORENZUOLA D'ARDA	Cerè
PC56-03	Sensori LT	PC	PIACENZA	
PC96-00	Sensori LTC	PC	PODENZANO	San Polo
PR23-02	Sensori LTC	PR	FONTANELLATO	Albareto
PR32-00	Sensori LT	PR	PARMA	
PRB3-00	Sensori LT	PR	NOCETO	
PRB4-00	Sensori LT	PR	FONTANELLATO	Sanguinaro
RE15-00	Sensori LT	RE	CAMPAGNOLA EMILIA	
RE25-00	Sensori LT	RE	CAVRIAGO	Quercioli
RE55-00	Sensori LT	RE	REGGIO NELL'EMILIA	
RE79-01	Sensori LT	RE	BIBBIANO	
MO08-00	Sensori LT	MO	CAMPOSANTO SUL PANARO	Bosco Saliceto
MO43-01	Sensori LT	MO	CAMPOSANTO SUL PANARO	
MO72-01	Sensori LT	MO	FORMIGINE	Casinalbo
MO80-00	Sensori LT	MO	MIRANDOLA	
MO81-00	Sensori LT	MO	SASSUOLO	
BO20-00	Sensori LT	BO	BOLOGNA	Borgo Panigale
BO28-00	Sensori LT	BO	CASTEL MAGGIORE	Palazzina
BO49-00	Sensori LT	BO	BOLOGNA	
BO55-01	Sensori LT	BO	CASTENASO	Forno Rosso
BOF8-00	Sensori LTC	BO	BOLOGNA	Tiro a Segno
BOF9-00	Sensori LT	BO	CASTELLO D'ARGILE	
BOG0-00	Sensori LT	BO	IMOLA	La Favorita
FE75-00	Sensori LTC	FE	COPPARO	Gradizza
FE79-00	Sensori LT	FE	BONDENO	Burana
FE80-00	Sensori LTC	FE	BONDENO	Pilastrì
FE81-00	Sensori LTC	FE	BONDENO	Terzana
RA34-02	Sensori LT	RA	RAVENNA	Madonna dell'Albero
RA58-00	Sensori LT	RA	FUSIGNANO	
FC14-02	Sensori LT	FC	FORLÌ	Villa Selva
FC16-01	Sensori LT	FC	SAVIGNANO SUL RUBICONE	Savignano Mare
FC20-00	Sensori LT	FC	FORLÌ	Romiti
FC50-02	Sensori LTC	FC	FORLÌ	Coriano
FC75-00	Sensori LT	FC	CESENA	Case Scuola Vecchia
RN01-00	Sensori LTC	RN	MISANO ADRIATICO	Fienile Centrale
RN02-00	Sensori LTC	RN	MISANO ADRIATICO	
RN03-00	Sensori LT	RN	SANTARCANGELO DI ROMAGNA	San Martino dei Mulini
RN04-00	Sensori LTC	RN	RIMINI	
RN05-00	Sensori LT	RN	RIMINI	
RN06-00	Sensori LTC	RN	MISANO ADRIATICO	

Tabella 2.5: Elenco delle stazioni di monitoraggio della rete automatica con indicati i sensori installati (fonte: Arpa)

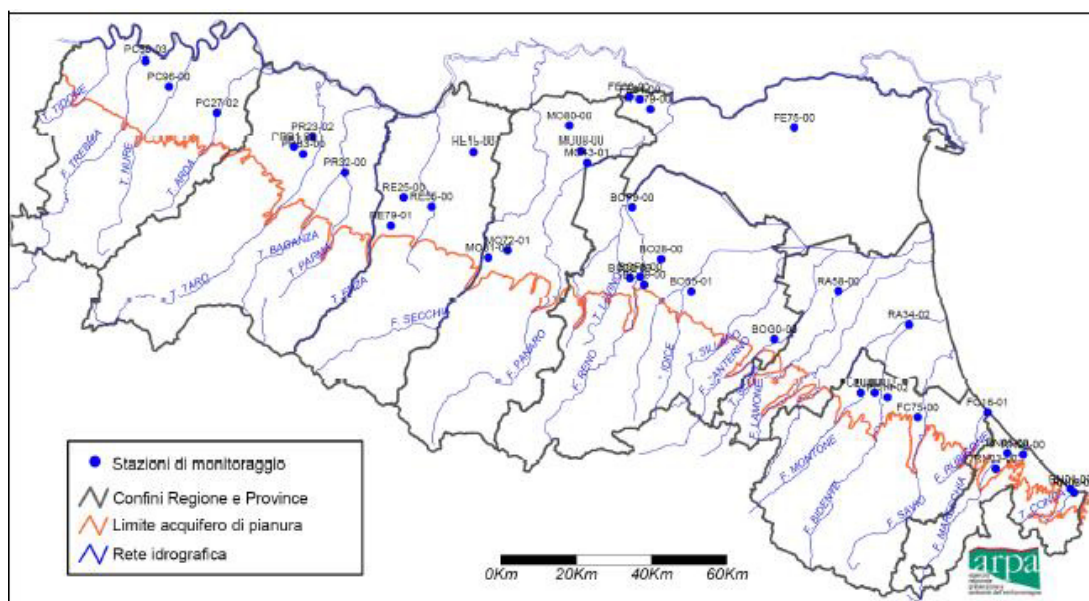


Figura 2.12: Collocazione delle stazioni di monitoraggio automatico della piezometria (fonte: Arpa)

2.4.1 Caratteristiche tecniche, funzionamento e manutenzione delle centraline automatiche

Le centraline installate sono costruite e commercializzate dalla ditta STS ed il modello di riferimento è DL/N70 con modulo di comunicazione GSM (Figura 2.13). La strumentazione gode di dimensioni ridotte, elevata autonomia e bassi consumi elettrici tali per cui non risulta necessario alcun allacciamento con la rete elettrica. La sonda DL/N70 è composta da una “testa” che rimane ancorata in superficie a bordo pozzo, un cavo autoportante di lunghezza variabile e da una parte terminale, immersa nella falda all’interno del pozzo, che ospita i sensori. L’autonomia della strumentazione viene assicurata da batterie a litio.

La sonda può ospitare e gestire fino ad un massimo di tre sensori: termometro, conducimetro e pressostato. Quest’ultimo trasforma la pressione relativa dell’acqua, soprastante la sonda, in altezza, quindi in livello della falda rispetto al piano campagna. Sono 12 le stazioni di monitoraggio aventi 3 sensori (L, T e C); le restanti 28 sono munite solo dei sensori per la misura della temperatura e della soggiacenza (L e T).

Il range di lettura del sensore di pressione (L) è compreso tra 0 m e 20 m, in altre parole è necessario che il battente d'acqua soprastante lo strumento non superi i 20 m. Per tale ragione, durante le attività di installazione e manutenzione, i tecnici, tenendo conto delle oscillazioni medie annue dei corpi idrici sotterranei, e posizionano la sonda a circa 10 m di battente d'acqua: in questo modo si ha la possibilità di leggere valori positivi o negativi di livello di circa 10m rispetto al momento dell'installazione. Solitamente il battente di circa 10 m si considera come valore minimo durante il periodo inverno-primavera, massimo durante l'estate-autunno.



Figura 2.13: Sonda DL/N70 e modulo di comunicazione GSM (fonte: Arpa)

Le modalità di funzionamento della sonda possono essere due:

- a) senza modulo di comunicazione GSM tale per cui i dati vengono conservati nel datalogger e scaricati manualmente da un operatore;
- b) con modulo di comunicazione GSM per cui non è più necessaria l'acquisizione manuale dei dati poiché, per mezzo di una connessione GSM dati (SIM telefonica), la connessione e la gestione della centraline avviene in remoto (*Marcaccio et al., 2011*).

Per il corretto funzionamento della rete di monitoraggio si svolge ogni anno, per tutte le stazioni, almeno un'attività di manutenzione in cui è richiesta la presenza di personale specializzato. L'attività di manutenzione in campo prevede la taratura del livello con eventuale modifica dei settaggi della strumentazione, lo scarico manuale dei dati memorizzati nella sonda e la verifica di funzionamento del modulo GSM.

2.4.2 Acquisizione e teletrasmissione dei dati

L'acquisizione dei dati da parte della sonda avviene con una cadenza oraria, per cui ogni giorno sono 24 i valori restituiti dallo strumento per la temperatura, la soggiacenza ed eventualmente la conducibilità elettrica.

I dati delle centraline automatiche vengono acquisiti da un server, dedicato alla rete di monitoraggio, munito di un modem GSM che effettua le chiamate e le comunicazioni con tutte le stazioni della rete automatica.

Il server è operativo presso il Servizio Idro-Meteo-Clima di Arpa.

Poiché le centraline automatiche non prevedono allacciamento alla rete elettrica risulta di fondamentale importanza minimizzare il consumo delle batterie, per cui i moduli di comunicazione GSM delle stazioni di monitoraggio sono settati per accendersi in specifici intervalli di tempo programmati nell'arco della settimana. Ne consegue che la comunicazione e l'interrogazione diventa possibile solo nei periodi di accensione; per il restante tempo i moduli di comunicazione GSM risultano spenti e non raggiungibili. Pertanto, la chiamata ad una determinata stazione di monitoraggio va a buon fine solo se è nota la programmazione di accensione delle stazioni di monitoraggio e se vi è una perfetta sincronizzazione tra gli orologi della centrale di acquisizione e il modulo di comunicazione GSM. Per evitare problemi, in merito a questo aspetto, riscontrabili ad esempio durante i periodi di passaggio da ora legale ad ora solare o viceversa, gli orologi della centrale di acquisizione e i moduli di comunicazione sono stati puntati sull'orario GTM.

Il ciclo di interrogazione delle 40 stazioni di monitoraggio è stato impostato per ciascun modulo di comunicazione GSM su 2 chiamate settimanali, distribuite in diversi giorni della settimana in modo da tenere conto dei tempi di chiamata e di scarico dei dati. Ogni modulo di comunicazione rimane quindi acceso per 1 ora in due giornate individuate dal lunedì al giovedì di ciascuna settimana. In queste finestre temporali vengono scaricati i dati seguendo la procedura automatica, gestita direttamente dal software della centrale di acquisizione. E' stata inoltre programmata un'accensione di tutte le stazioni per 1 ora nella giornata di venerdì, al fine di poter operare interventi manuali di settaggio/manutenzione remota, o scarico dati che non dovesse, per qualche ragione, essere andato a buon fine con la procedura automatica.

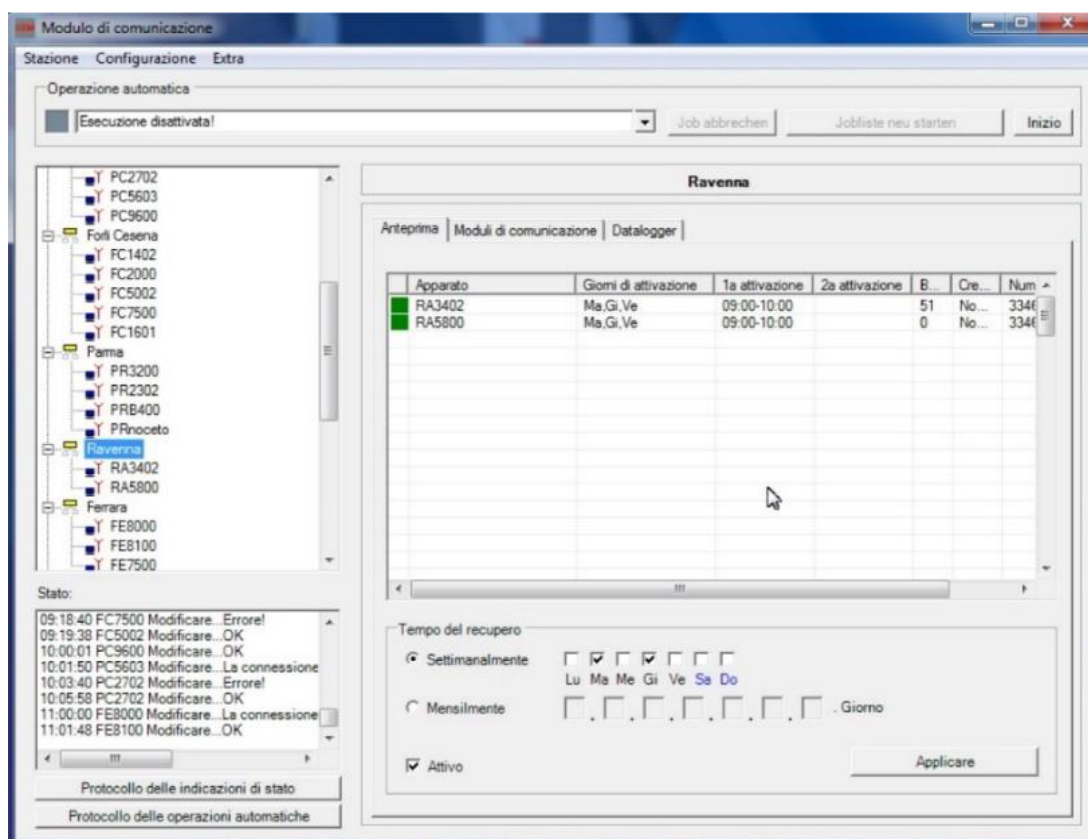


Figura 2.14: Schermata software STS per gestione sonde

I dati acquisiti dalle centraline automatiche vengono registrati nel server e trasmessi nel formato desiderato al database Oracle interrogabile

attraverso accesso web all'ambiente Dexter di Arpa, che permette l'accesso per lo scarico dati, fino a questo momento grezzi, dietro autenticazione con password (*Marcaccio et al., 2011*).

2.4.3 Sistema Dexter per l'accesso ai dati di monitoraggio automatico

Tutti i dati riferiti alle variabili meteorologiche quali temperatura, precipitazioni ma anche i livelli idrometrici dei corsi d'acqua e tutte le altre grandezze di interesse ambientale vengono acquisiti presso il Servizio Idro-Meteo-Clima (SIMC) di Arpa. I dati presenti possono derivare sia da misure effettuate in tempo reale da strumentazioni automatiche sia da registrazioni storiche. Da circa 10 anni è attivo un sistema denominato Dexter che consente l'accesso, mediante sito web, ai dati contenuti nel database Arpa. Tramite Dexter è possibile scaricare, attraverso vari metodi, i dati misurati nelle stazioni di monitoraggio presenti nel territorio regionale, le cui posizioni sono visualizzabili su carta geografica attiva.

2.4.4 Validazione dei dati

I dati scaricabili dal database Dexter risultano essere inizialmente grezzi, ovvero non hanno subito alcuna verifica, validazione o controllo qualità. Infatti, le misure acquisite dalle centraline automatiche della piezometria vengono registrate nel server e poi trasmesse al database al fine di rendere subito disponibili i dati del monitoraggio. Naturalmente l'elevato numero di dati prodotti dalla rete automatica richiede periodici controlli di qualità e attività di validazione, per questo motivo i dati, oltre a confluire direttamente nel database Dexter, vengono inviati anche al database del software X-GA. Mediante l'ausilio del software i tecnici Arpa effettuano periodicamente un controllo sui dati di monitoraggio e, sui dati validati, eseguono elaborazioni di medie giornaliere e mensili. Tutte queste informazioni vengono, infine, trasmesse nuovamente al database Dexter

ed integrate nel database Sira-H2O al fine di rendere i dati validati disponibili e scaricabili da tutti gli utenti interni di Arpa ed esterni (*Marcaccio et al., 2011*).

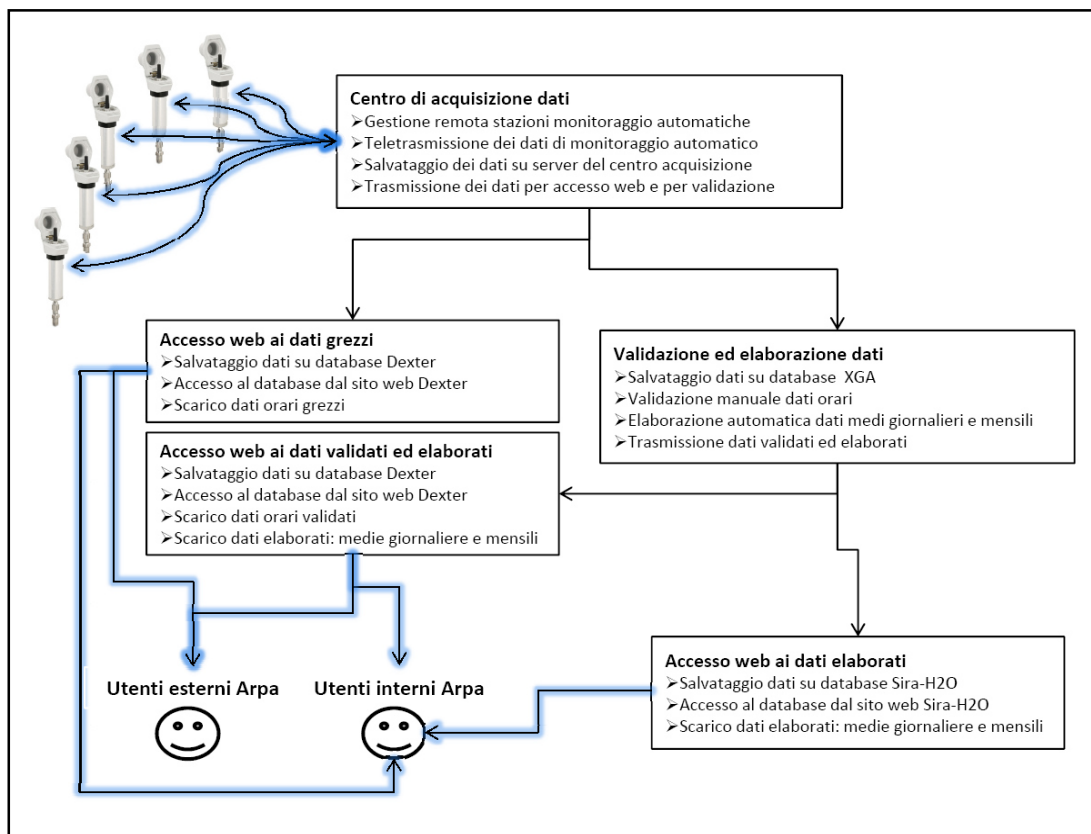


Figura 2.15: Schema di flusso dei dati (fonte: Arpa)

X-GA è un software prodotto dalla ditta CAE ed utilizzato presso il Servizio Idro-Meteo-Clima di Arpa. Inizialmente nato per la sola gestione delle reti idrometeorologiche è stato successivamente implementato per essere in grado di:

- gestire i dati della rete automatica della piezometria;
- effettuare il controllo qualità e validazione dei dati di monitoraggio;
- verificare possibili anomalie del sistema o delle centraline.

Il software X-GA è composto da tre applicativi distinti, denominati rispettivamente X-GA Navigator, X-GA Validator e X-GA Administrator, integrati tra loro, ciascuno dei quali mette a disposizione dell'utente funzionalità specifiche di gestione ed elaborazione dati e server. Dei tre

moduli quello adibito alla validazione dei dati è X-GA Validator, mentre l'applicativo che consente di effettuare elaborazioni successive sui dati validati è X-GA Navigator.

3. L'ANALISI STATISTICA DELLE SERIE TEMPORALI

Qualunque fenomeno venga considerato in relazione alla sua evoluzione nel tempo dà luogo ad una serie temporale o serie storica, ovvero un insieme finito di osservazioni ordinate nel tempo. Se la serie storica reca per ogni passo temporale l'osservazione di un solo fenomeno la serie si definisce *univariata*, al contrario se i fenomeni osservati sono più di uno la serie è detta *multivariata*.

Altra importante distinzione è tra *serie deterministiche* e *serie stocastiche*. Una serie $\{x_t, t \in T\}$ è detta *deterministica* se esiste una funzione:

$$\Psi_t = \Psi(t, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots) \quad (3.1)$$

tale per cui $E(y_t - \Psi_t)^2 = 0 \quad t \in T$.

Questo implica che la serie può essere prevista, senza commettere errori, sulla base di informazioni tratte da manifestazioni passate.

Una serie storica invece è detta *stocastica* se rappresenta un fenomeno la cui evoluzione temporale avviene in modo aleatorio. Dato il grado di incertezza del fenomeno ne consegue che la previsione della sua dinamica futura non può essere priva di errori.

In letteratura esistono due differenti approcci per lo studio delle serie temporali. Nell'approccio classico, noto anche come analisi delle componenti, la serie storica è data dalla composizione (additiva/moltiplicativa) di tre componenti deterministiche (trend, stagionalità, ciclo) ed una componente probabilistica (rumore bianco). Se si decide di studiare la serie secondo questo approccio, tutte le sue componenti vengono definite mediante gli strumenti classici della statistica (medie, interpolazioni, ecc.). Lo studio delle serie temporali attraverso l'approccio moderno o statistico, invece, ha come finalità la determinazione di un modello teorico di riferimento, i cui parametri sono

stimati attraverso le osservazioni del passato; tale approccio è in grado di generare una serie temporale quanto più simile possibile a quella oggetto di analisi. Dimostrata l'attendibilità del modello questo potrà essere utilizzato per fare previsione statistica, ossia "studiare le manifestazioni future di un fenomeno determinate dal permanere di una stabilità nelle proprietà generali strutturali che si sono verificate nel passato." (*Battaglia, 2007*).

Nel campo dell'idrologia ciò si traduce nella possibilità di generare da serie idrologiche osservate serie idrologiche sintetiche anche di notevole estensione rispetto al periodo di osservazione, che possono essere utilizzate sia per quantificare la risorsa disponibile sia per la previsione di eventi idrologici futuri.

Oggetto di questa trattazione è l'approccio statistico delle serie temporali, secondo il quale una serie storica può essere considerata come la realizzazione di un processo stocastico.

3.1 La serie storica come processo stocastico

Ogni osservazione x_t può essere vista come la realizzazione di una variabile aleatoria X_t , quindi una serie storica $\{x_t, t \in T\}$ è una realizzazione di una famiglia di variabili aleatorie $(X_t)_{t \in T}$ ovvero è una realizzazione finita di un processo stocastico (*Battaglia, 2007*).

Sia dato uno spazio di probabilità (Ω, F, P) : Ω è l'insieme degli eventi elementari, F è l'algebra degli eventi di Ω e P è una misura di probabilità definita su F . Sia dato anche uno spazio parametrico T detto insieme dei tempi. Si definisce processo stocastico reale $(X_t)_{t \in T}$ una funzione $x(\omega, t)$, finita a valori reali, che associa un numero ad ogni coppia (ω, t) costituita rispettivamente da una variabile casuale e da un istante temporale (*Yaglom, 1962*).

Una prima classificazione dei processi stocastici si basa sulla tipologia dell'insieme T e sulla natura delle variabili del processo. Si distinguono:

- Processi discreti a parametri discreti;

- Processi discreti a parametri continui;
- Processi continui a parametri discreti;
- Processi continui a parametri continui.

Un processo è detto a parametro discreto quando l'insieme dei tempi T è un insieme discreto (insieme N o Z), continuo quando è un intervallo di R .

Generalmente le serie temporali riferite a grandezze idrologiche, come ad esempio la misura dei deflussi nelle stazioni idrometriche o gli efflussi nei pluviometri, ricadono nella terza tipologia. Infatti t assume convenzionalmente valori interi ed indicizza le rilevazioni effettuate con passo temporale costante (es. misurazioni ogni ora, giorno, ecc.). I valori osservati, realizzazioni delle singole variabili del processo, hanno una distribuzione continua e possono riferirsi o a misurazioni istantanee o a dati di accumulo (es. portate medie giornaliere) (Battaglia, 2007). D'ora in avanti prenderemo in considerazione solo questa tipologia di processi. Si definisce stato del processo all'istante t la variabile x_t fissato $t \in T$. Si definisce traiettoria del processo associato a ω l'applicazione $t \rightarrow x_t(\omega)$ per ogni $\omega \in \Omega$ fissato (Yaglom, 1962).

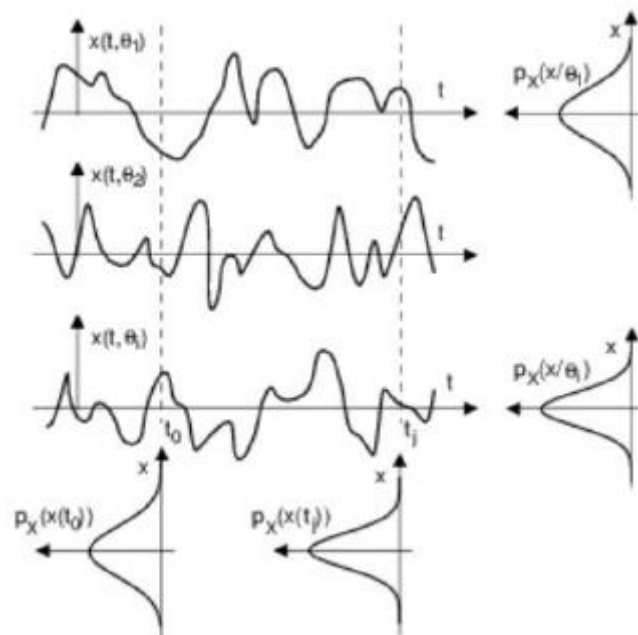


Figura 3.1: Stato e traiettoria di un processo stocastico

Per descrivere in modo completo un processo stocastico è necessario conoscere, per ogni istante temporale $(t_1, \dots, t_n)$, la distribuzione congiunta di $(x_1, \dots, x_n)$, ovvero è necessario conoscere tutte le possibili funzioni di ripartizione:

$$F(x_1, \dots, x_n) = Pr(X_{t_1} < x_1, \dots, X_{t_k} < x_k) \quad (3.2)$$

Per ogni valore di k e insieme di indici $\{t_1, \dots, t_k\}$.

Pertanto le caratteristiche di un processo aleatorio sono legate alla sua distribuzione di probabilità che coinvolge un numero infinito di componenti; ricavare dai dati di una serie tutte le distribuzioni finite-dimensionali di un processo è perciò impossibile. Come detto, una serie storica è una parte finita di una realizzazione del processo stocastico, quindi si ha a disposizione una sola fra le infinite traiettorie che il processo può generare. Per tale ragione si preferisce descrivere il processo sulla base dei momenti di primo e secondo ordine della variabile casuale X_t :

$$\text{Media } \mu_t = E[X_t] \quad (3.3)$$

$$\text{Varianza } \sigma_t^2 = Var[X_t] = E[X_t - \mu_t]^2 \quad (3.4)$$

$$\text{Autocovarianza } \gamma_{t_1, t_2} = E\{[X_{t_1} - \mu_{t_1}][X_{t_2} - \mu_{t_2}]\} \quad (3.5)$$

Se $t_1 = t_2 = t$ l'autocovarianza e la varianza coincidono. Infatti l'autocovarianza è definita come la varianza tra variabili casuali del medesimo processo stocastico distanziate tra loro di uno sfasamento temporale pari a l (lag o ritardo):

$$l = |t_2 - t_1| \quad (3.6)$$

Definizione alternativa di varianza è dire che essa è la covarianza in corrispondenza di $l = 0$.

Ai fini della trattazione si definisce anche la funzione di autocorrelazione (ACF- AutoCorrelation Function), normalizzazione della autocovarianza:

$$\rho_{t_1, t_2} = \frac{\gamma_{t_1, t_2}}{\sigma_{t_1, t_2}} \quad (3.7)$$

Tale funzione permette di misurare il grado di correlazione tra X_{t_1} e X_{t_2} ed a differenza dell'autocovarianza assume valori compresi tra -1 e 1.

3.2 I processi stocastici stazionari

Per poter semplificare la trattazione del problema si restringe ulteriormente la classe dei processi stocastici. Da qui in avanti prenderemo in considerazione solo i processi stocastici in grado di soddisfare due condizioni. La prima richiede che il comportamento del processo al crescere del parametro t non degeneri. Per evitare questo è sufficiente verificare che i momenti di ogni ordine finito siano finiti. Per soddisfare la seconda condizione si deve garantire che le proprietà statistiche del processo al variare del parametro t si mantengano costanti, ovvero risultino invariate rispetto ad una traslazione nel tempo (*Battaglia, 2007*). Ciò si riassume affermando che il processo stocastico deve essere stazionario. L'ipotesi di stazionarietà risulta fondamentale per la previsione statistica, infatti i processi stocastici stazionari godono di particolari proprietà probabilistiche che li rendono idonei alla modellazione di molte serie storiche. Esistono due tipologie di stazionarietà.

Un processo stocastico $\{x_t, t \in T\}$ è stazionario in *senso forte* se per ogni n naturale e per ogni $n - pla (t_1, \dots, t_n) \in T^n$ e per ogni scelta di h tale che $t_i + h \in T^n \forall i$, si ha:

$$P(X_{t_1} = x_1, \dots, X_{t_n} = x_n) = P(X_{t_1+h} = x_1, \dots, X_{t_n+h} = x_n) \quad (3.8)$$

ove P è da intendersi come funzione di densità se la distribuzione è assolutamente continua (*Battaglia, 2007*). Per $n = 1$ ciò implica che la distribuzione X_t sia la stessa per ogni t e che la media e la varianza siano entrambe costanti ed indipendenti dal tempo:

$$\mu_t = \mu \quad e \quad \sigma_t^2 = \sigma^2 \quad (3.9)$$

In questo caso la funzione di autocovarianza dipenderà solo dallo sfasamento temporale tra le due variabili e non dagli istanti temporali t_1 e t_2 . Quindi se si pone $t_1 = t$ e $t_2 = t + h$ si avrà:

$$\gamma_{t,t+h} = E\{[X_t - \mu][X_{t+h} - \mu]\} \quad \forall h \quad (3.10)$$

Nei processi stocastici stazionari l'autocovarianza esprime la relazione lineare esistente tra coppie di variabili casuali che compongono il processo stocastico e che sono sfasate temporalmente di una quantità pari ad h . Essa gode delle seguenti proprietà:

$$\gamma(0) = Var(X_t) \quad (3.11)$$

$$\gamma(h) = \gamma(-h) \quad (3.12)$$

Essendo la funzione di autocovarianza strettamente legata alla funzione di autocorrelazione, ne consegue che la funzione ACF gode di proprietà simili:

$$\rho_0 = 1 \quad (3.13)$$

$$\rho_h = \rho_{-h} \quad (3.14)$$

$$|\rho_h| \leq 1 \quad (3.15)$$

Il grafico della funzione di autocorrelazione in funzione di h è detto correlogramma $\rho(h)$. I punti sono generalmente congiunti con l'asse delle ascisse mediante segmenti verticali e per $\rho(0)$ si ha come valore 1, conseguenza dalla prima proprietà 3.13. Il grafico esprime il grado di correlazione lineare delle variabili del processo attraverso la lunghezza dei segmenti verticali. Un processo a variabili incorrelate si caratterizza per l'assenza di segmenti verticali:

$$\rho(h) = \begin{cases} 1 & \text{per } h = 0 \\ 0 & \text{per } h \neq 0 \end{cases} \quad (3.16)$$

Nel caso di una forte correlazione si hanno invece lunghi tratti verticali e il valore della ascissa h corrispondente indica lo sfasamento temporale che intercorre tra le due variabili considerate (Battaglia, 2007).

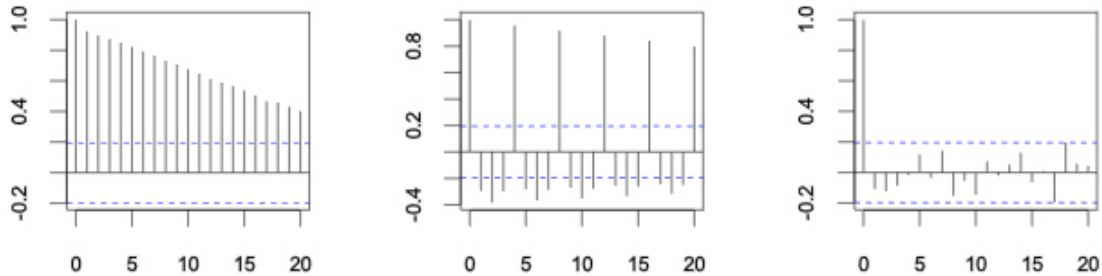


Figura 3.2: Esempi di correlogrammi

Poiché nelle serie storiche la correlazione tra le variabili X_t e X_{t+h} può essere influenzata dalle relazioni lineari intermedie $X_{t+1}, X_{t+2}, \dots, X_{t+h-1}$, si definisce la funzione di autocorrelazione parziale (PACF- Partial Auto Correlation Function). Essa permette di misurare la correlazione tra X_t e X_{t+h} al netto delle variabili intermedie:

$$P(h) = \text{Corr}[X_t - E(X_t|X_{t+1}, \dots, X_{t+h-1}), X_{t+h} - E(X_{t+h}|X_{t+1}, \dots, X_{t+h-1})] \quad (3.17)$$

L'ipotesi di stazionarietà forte è una condizione ideale, irraggiungibile nella pratica poiché impone vincoli sull'intera distribuzione e sui momenti di qualsiasi ordine. Perciò ci si accontenta di stazionarietà più deboli o ridotte.

Un processo stocastico $\{x_t, t \in T\}$ è detto stazionario *in senso debole* di ordine s naturale, se per ogni naturale $n \leq s$ e per ogni scelta di $(t_1, \dots, t_n) \in T^n$ e per h tale che $t_i + h \in T^n, \forall i$, si ha:

$$E\{X_{t_1}X_{t_2} \dots X_{t_n}\} = E\{X_{t_1+h}X_{t_2+h} \dots X_{t_n+h}\} \quad (3.18)$$

Ne consegue che la stazionarietà in senso forte implica quella debole di ordine s (Battaglia, 2007). Normalmente ci si limita ad ipotizzare una stazionarietà del secondo ordine, ossia una stazionarietà che investe media (momento del primo ordine) e covarianze (momenti del secondo

ordine). Si ottiene quindi che le variabili hanno tutte la stessa media e la covarianza dipende solo da h :

$$E[X_t] = \mu \quad \forall t \quad (3.19)$$

$$[X_t, X_{t+h}] = \gamma_h \quad \forall t, h \quad (3.20)$$

Dalla (3.20) ne consegue che per $h = 0$ γ_0 di un processo stocastico in senso debole è costante.

Essendo la stazionarietà del secondo ordine ritenuta soddisfacente nel proseguo della trattazione faremo riferimento a questa forma di stazionarietà.

3.2.1 L'ipotesi di invertibilità

Dato un processo stazionario $(X_t)_{t \in T}$ è possibile calcolare in maniera univoca le funzioni di autocovarianza e autocorrelazione, ma non vale il viceversa. Infatti la funzione di autocovarianza non caratterizza pienamente un processo ed è dimostrato che esistono più processi con la stessa funzione di autocovarianza. Per evitare il problema della molteplicità dei modelli si introduce l'ipotesi di invertibilità, secondo la quale tra i vari processi con la stessa funzione di autocovarianza uno solo è anche invertibile. Inoltre tale ipotesi permette di esprimere un processo stocastico in funzione delle variabili casuali del passato e di un errore casuale.

Per cui un processo $(X_t)_{t \in T}$ è detto invertibile se esiste una funzione lineare h ed un processo white noise tale che per ogni t si ha:

$$X_t = h(X_{t-1}, X_{t-2}, \dots) + \varepsilon_t \quad (3.21)$$

3.2.2 Ergodicità e stima dei momenti di un processo stazionario

Un processo stazionario si definisce ergodico se tutte le sue proprietà statistiche possono essere determinate a partire da una unica

realizzazione del processo. Per quanto detto l'ergodicità è una proprietà di fondamentale importanza per l'analisi delle serie temporali. Infatti, essendo il processo generatore della serie ignoto, l'unico modo per risalire alle caratteristiche del processo è fare inferenza sui dati della serie osservata, unica realizzazione conosciuta. Per un processo stazionario ergodico è possibile stimare la media μ attraverso la seguente espressione:

$$\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n x_t \quad (3.22)$$

Lo stimatore della funzione di autocovarianza di un processo è definito dalla seguente relazione:

$$\hat{\gamma}_h = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n-h} (x_t - \hat{\mu})(x_{t+h} - \hat{\mu}) \quad (3.23)$$

Ponendo $h = 0$ nella relazione (3.23) si ottiene lo stimatore della varianza:

$$\hat{\sigma}^2 = \hat{\gamma}_0 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (x_t - \hat{\mu})^2 \quad (3.24)$$

Dalla (3.23) e dalla (3.24) consegue che lo stimatore della funzione di autocorrelazione è dato da:

$$\hat{\rho}_h = \frac{\hat{\gamma}_h}{\hat{\gamma}_0} \quad (3.25)$$

3.3 Procedura per rendere una serie storica stazionaria

Nella realtà la maggior parte dei processi non sono stazionari, specie poi quelli che vedono come protagonisti grandezze climatiche o idrologiche. In questi casi, per non perdere i vantaggi assicurati dalla stazionarietà, si cerca di trasformare la serie temporale originale in una serie stazionaria. Per fare questo si analizza la serie storica, si stima la parte stazionaria della serie osservata per poi rimuoverla attraverso opportune

trasformazioni. La parte non stazionaria di una serie è riconducibile alla presenza di tre fattori:

- 1) Trend;
- 2) Stagionalità;
- 3) Ciclo.

Uno dei metodi più semplici per comprendere il significato di questi tre elementi è quello di riportare i dati delle serie temporali su di un grafico che reca il tempo sull'asse delle ascisse. Il trend è la tendenza di fondo del fenomeno, esso si evidenzia quando si considerano serie lunghe. La presenza di questo fattore fa sì che la serie temporale non sia perfettamente allineata rispetto all'asse orizzontale, ma segua una traiettoria obliqua crescente o decrescente (Figura 3.3). Il trend è una componente rilevante ed evidente graficamente quando si considerano serie di grandezze economiche; è meno frequente e facile da cogliere per dati di natura idrologica o climatica.

La stagionalità è costituita da variazioni che si riscontrano con analoga intensità negli stessi periodi di anno in anno, ma con intensità diversa nel corso dello stesso anno (Figura 3.3).

In ultimo, il ciclo rappresenta le fluttuazioni di segno intorno al trend. Esso è facilmente confondibile con il trend, per questa ragione viene facilmente associato al primo fattore.

Secondo il modello di composizione classica additiva (o moltiplicativa) i dati di una serie temporale possono essere rappresentati come la realizzazione di un processo funzione dei tre fattori appena descritti (componenti deterministiche del processo) ai quali si somma (o si moltiplica) un fattore, chiamato rumore bianco (componente probabilistica del processo). Il rumore ha una natura erratica che determina nella serie delle oscillazioni di breve periodo (Figura 3.3). Normalmente esso viene assimilato ad un processo stocastico stazionario.

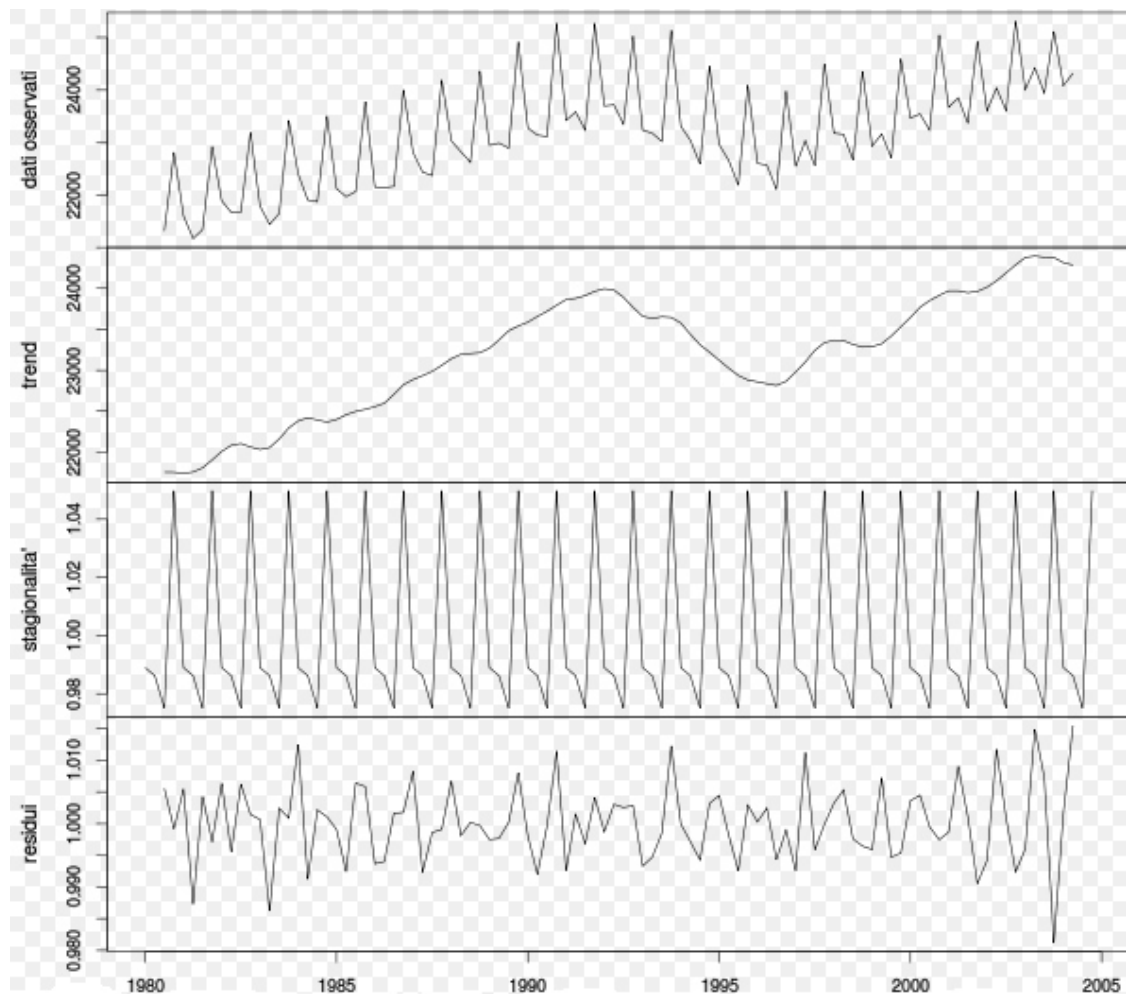


Figura 3.3: Esempio di componenti di una serie temporale

Si illustrano di seguito alcuni dei metodi presenti in letteratura per la stima e successiva rimozione dei fattori trend e stagionalità da serie storica.

3.3.1 Stima e rimozione del trend

Prima operazione da eseguire per rendere una serie stazionaria è cercare di costruire una nuova serie che sia solo funzione della componente che si intende rimuovere, nel caso specifico il trend. Due sono le strade perseguibili:

1) *Interpolazione analitica o parametrica* in cui si suppone che l'effetto del trend sia assimilabile ad una funzione matematica del tempo. Questo

corrisponde graficamente ad approssimare i dati con una retta o una parabola indicante la tendenza di fondo. Per la stima dei parametri della funzione si utilizza il metodo dei minimi quadrati (si minimizza la somma degli errori), che corrisponde sostanzialmente ad effettuare una analisi di regressione sui dati.

2) *Interpolazione meccanica o non parametrica* in cui si sostituisce ogni dato con la media dei dati relativi ad un intervallo che lo comprende (media mobile). L'effetto che si ottiene graficamente è detto liscciamento della serie, poiché scompaiono le oscillazioni e permane solo la tendenza di fondo.

Passo successivo è epurare i dati dal trend stimato, operazione nota come detrendizzazione della serie; anche in questo caso si delineano due possibilità. La prima consiste nel sottrarre ai dati (o dividere se il modello di composizione è moltiplicativo) la componente stimata. Svantaggio di questa operazione è che essa è legata alla procedura usata per la rappresentazione del trend, quindi risente di tutti i possibili errori commessi nella prima fase di stima. La seconda possibilità è nota come tecnica della differenziazione della serie osservata; in questo caso si calcolano le differenze tra ciascun dato ed il precedente un numero di volte necessario per rimuovere la tendenza di fondo. Il vantaggio di questa tecnica è che la serie detrendizzata conserva una relazione diretta ed immediata con i dati della serie originale, ma presenta caratteristiche dinamiche completamente diverse (*Battaglia, 2007*).

3.3.2 Stima e rimozione della stagionalità

Prassi consolidata vede la stima e la rimozione della componente stagionale successiva alle operazioni di rimozione del trend. La rappresentazione analitica di tale componente implica associare la stagionalità ad una funzione periodica, il cui periodo dipende dal tipo di stagionalità che si intende rimuovere (es. periodo $T=12$ se la stagionalità è annua). I parametri della funzione periodica possono essere stimati sui dati rilevati in maniera del tutto analoga a quanto detto per il trend

(*interpolazione analitica*). Un metodo più semplice è quello che consiste nell'assumere l'effetto stagionale di ciascun mese pari alla media di tutti i dati relativi a quel mese nei diversi anni. In questo modo la stima della stagionalità si riduce al calcolo delle medie mensili. Per quanto riguarda la rimozione della componente stagionale vi sono due possibilità: o sottrarre/ dividere ai dati le medie mensili calcolate, oppure ricorrere alla tecnica della differenziazione. In questo caso la procedura differisce da quella vista per il trend, infatti si sottrae a ciascun dato non la precedente osservazione, ma il dato dell'anno precedente che si trova nella stessa posizione stagionale.

Effettuate le operazioni per la rimozione della stagionalità, la serie storica iniziale può ritenersi solo funzione della componente casuale assimilata ad un processo stocastico stazionario.

3.4 I principali processi stocastici stazionari

In questo paragrafo si descrivono le caratteristiche salienti dei processi stocastici comunemente adoperati nell'analisi delle serie temporali. Tutti i processi presentati soddisfano l'ipotesi della invertibilità e della ergodicità.

3.4.1 Processo autoregressivo AR(p)

La forma generale di un processo autoregressivo di ordine p è data dalla seguente relazione:

$$X_t = \varphi_0 + \varphi_1 X_{t-1} + \dots + \varphi_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.26)$$

ove:

φ_i con $i = 0, \dots, p$ sono i parametri costanti del modello

$\{\varepsilon_t\}$ è un processo white noise (rumore bianco) puramente casuale a media nulla, varianza costante e distribuito normalmente.

In un processo AR(p) la variabile X_t è data dalla somma pesata di valori passati alla quale si aggiunge un disturbo, rumore bianco, calcolato sul valore attuale t del tempo.

Se si introduce l'operatore ritardo B definito come:

$$B^h X_t = X_{t-h} \quad (3.27)$$

i parametri del processo possono essere indicati $\varphi(B) = (1 - \varphi_1 B - \dots - \varphi_p B^p)$ ed il polinomio del processo AR(p) può essere scritto nella seguente forma compatta:

$$\varphi(B)X_t = \varphi_0 + \varepsilon_t \quad (3.28)$$

3.4.2 Processo a media mobile MA(q)

La forma generale di un processo a media mobile di ordine q è data dalla seguente relazione:

$$X_t = \varepsilon_t - \vartheta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \vartheta_q \varepsilon_{t-q} \quad (3.29)$$

ove:

ϑ_j con $j = 0, \dots, q$ sono i parametri costanti del modello

$\{\varepsilon_t\}$, analogamente al caso precedente, è un processo puramente casuale a media nulla, varianza costante e distribuito normalmente.

In un processo MA(q) la variabile X_t è data dalla somma ponderata di valori di una successione di variabili casuali indipendenti, aventi media nulla e varianza costante.

Introducendo l'operatore ritardo B è possibile esprimere i parametri del processo come $\vartheta(B) = (1 - \vartheta_1 B - \dots - \vartheta_q B^q)$ ed ottenere la forma compatta del polinomio del processo MA(q):

$$X_t = \vartheta(B)\varepsilon_t \quad (3.30)$$

3.4.3 Processo autoregressivo a media mobile - ARMA(p,q)

I processi precedentemente descritti in modo separato possono essere composti in un unico modello misto la cui forma generale risulta essere:

$$X_t - \sum_{i=1}^p \varphi_i X_{t-i} = \varphi_0 + \varepsilon_t - \sum_{j=1}^q \vartheta_j \varepsilon_{t-j} \quad (3.31)$$

quando:

- $p = 0$ il processo ARMA(p,q) torna ad essere un processo MA(q);
- $q = 0$ il processo ARMA(p,q) torna ad essere un processo AR(p).

Utilizzando le scritture dei parametri polinomiali con l'operatore ritardo B è possibile scrivere la forma compatta di un processo ARMA(p,q):

$$\varphi(B)X_t = \varphi_0 + \vartheta(B)\varepsilon_t \quad (3.32)$$

3.5 La procedura di Box e Jenkins

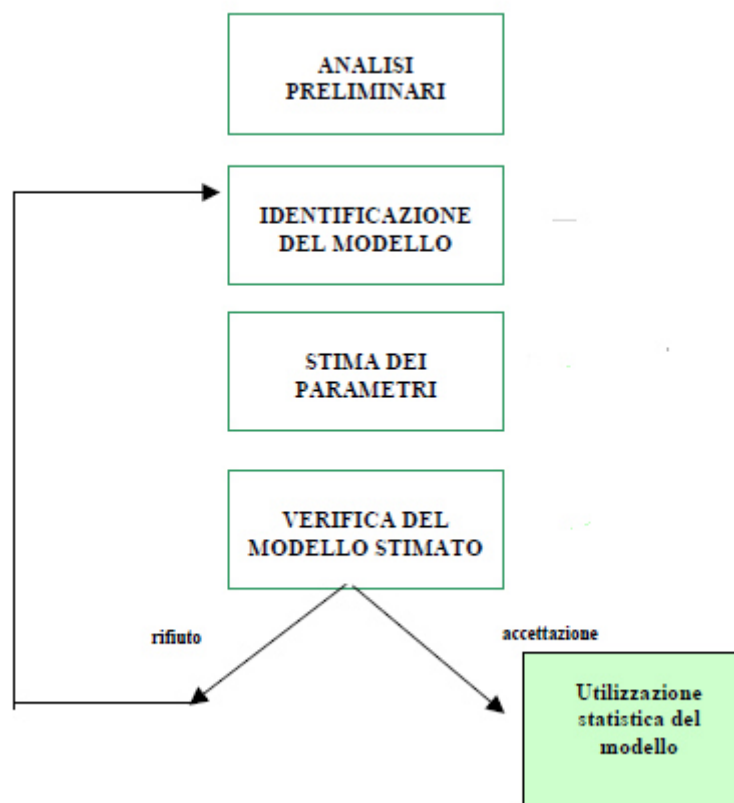


Figura 3.4: Schema logico della procedura proposta da Box e Jenkins

La procedura comunemente utilizzata per la costruzione di un modello generatore di una serie temporale è quella fornita da Box e Jenkins in “Time Series Analysis”. Nel trattato l’analisi statistica delle serie temporali viene divisa in tre parti, spiegati in dettaglio nel seguito:

- 1) Identificazione del modello teorico;
- 2) Stima dei parametri del modello;
- 3) Controllo della bontà di adattamento del modello ai dati

3.5.1 Identificazione del modello teorico e la stima dei parametri

La prima fase dell’analisi statistica delle serie temporali si concretizza nella scelta del valore da attribuire all’ordine autoregressivo p e all’ordine della somma mobile q del modello ARMA che si intende costruire. Naturalmente, essendo il modello ARMA un processo di tipo stazionario, prima di procedere con la determinazione di p e q è bene verificare che la serie storica osservata sia stazionaria. In caso negativo si operano tutte le trasformazioni necessarie descritte nei sottoparagrafi 3.3.1 e 3.3.2. Appurato ciò si stimano, a partire dal campione in possesso, le funzioni di autocorrelazione (ACF) e autocorrelazione parziale (PACF) e si costruisce il correlogramma corrispondente. L’idea alla base è che il correlogramma, ordinario o parziale, sia in grado di suggerire l’ordine p e q nel seguente modo:

- per un processo AR(p) la funzione ρ_h (ACF) tende a zero con un comportamento che dipende dal valore dei parametri φ_i , mentre la funzione P_h (PACF) è diversa da zero per $h \leq p$ e si annulla per $h \geq p + 1$;
- per un processo MA(q) la funzione ρ_h (ACF) è diversa da zero per $h \leq q$ e si annulla per $h \geq q + 1$, mentre la funzione P_h (PACF) tende a zero con un comportamento che dipende dai parametri ϑ_j .

Può capitare però che una delle due condizioni non venga verificata in modo chiaro e che anzi l’analisi delle funzioni ACF e PACF porti all’individuazione di più possibili modelli. Ciò è dovuto al fatto che i valori

di ACF e PACF non sono esatti ma stimati dal campione, per cui è difficile identificare univocamente la coppia (p,q) in quanto ogni serie analizzata suggerisce un possibile ventaglio di coppie in grado di garantire un buon adattamento ai dati (*Battaglia, 2007*). Per tale motivo si utilizzano degli ulteriori criteri per l'identificazione del modello ARMA che fanno leva sul principio della parsimonia. Tale principio suggerisce di preferire tra i vari modelli quello caratterizzato dal minor numero di parametri e che perciò richiede un minor onere di calcolo durante la fase di stima dei parametri. Tra i vari criteri presenti in letteratura si considera il criterio AIC (Criterio di Informazione di Akaike, 1974):

$$AIC(k) = -\frac{2}{n}(\log L(\hat{\delta}) - k) \quad (3.32)$$

con:

$k = p + q + 2$ numero dei parametri del modello

$\hat{\delta} = (\hat{\phi}_0, \hat{\phi}_1, \dots, \hat{\phi}_p, \hat{\theta}_1, \dots, \hat{\theta}_q, \sigma_\varepsilon^2)$ vettore dei parametri stimati

$L(\hat{\delta})$ funzione di massima verosimiglianza dei dati

$\frac{2k}{n}$ è il "costo" che si paga nell'introdurre un parametro addizionale

La funzione AIC aumenta quando diminuisce la bontà del modello e diminuisce in caso contrario. Inoltre a parità di logL AIC è maggiore per il modello con più parametri.

La procedura per l'identificazione del modello assume carattere ricorsivo: i valori prescelti di p e q sono quelli in grado di minimizzare la funzione AIC.

3.5.2 Controllo della bontà di adattamento del modello ai dati

Fase finale della procedura prevede il controllo dell'adeguatezza del modello. Si definiscono residui le differenze tra i valori osservati della variabile dipendente e i valori generati dal modello:

$$e_t = (y_t - \hat{y}_t) \quad (3.33)$$

Se il modello è stato correttamente identificato e stimato i residui soddisfano le ipotesi iniziali sul disturbo (white noise) ε_t : media nulla, varianza costante e distribuzione normale. Una prima verifica può essere fatta graficamente andando ad analizzare lo scatter plot dei residui rispetto al tempo. Se tutte le ipotesi sono soddisfatte i punti dello scatter plot dei residui tendono a disporsi casualmente; l'effetto visivo è una nuvola di punti senza alcuna struttura (Figura 3.5). Altra modalità di controllo è eseguire un test di normalità, ossia verificare che i residui si distribuiscano normalmente.

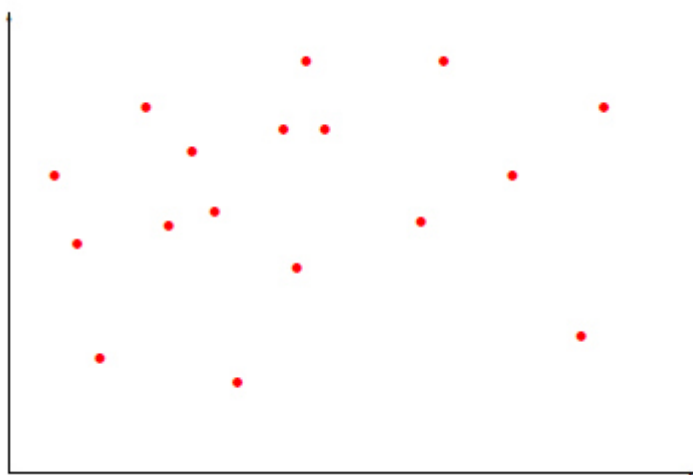


Figura 3.5: Esempio di scatter plot dei residui

3.6 Analisi di serie temporali con modelli lineari

“Nell’ambito delle serie temporali un modello è costituito da una o più equazioni che legano i valori contemporanei o ritardati di uno o più processi con l’obiettivo di descrivere l’andamento nel tempo dei fenomeni considerati” (*Battaglia, 2007*).

Se adattiamo la seguente definizione al nostro caso di studio, ovvero i processi di ricarica degli acquiferi, ci aspettiamo che il modello teorico, che costruiremo a partire dalle serie temporali osservate, sia in grado di adattarsi nel modo migliore possibile ai dati e di correlare fra loro le variabili idrologiche considerate. Una volta fatto questo potremo

utilizzare il modello teorico come strumento per predire l'evoluzione dinamica del fenomeno e per investigare lo stato quantitativo del corpo idrico sotterraneo analizzato. Nel proseguo di questo paragrafo tratteremo l'analisi di più processi stocastici stazionari (serie multivariate) definite sullo stesso insieme parametrico, limitandoci a considerare solo relazioni di dipendenza lineare tra i processi. Anche se probabilmente le relazioni che intercorrono fra le variabili idrologiche in natura sono non lineari, si è deciso in questo lavoro di tesi di considerare solo questa tipologia di modelli al fine di valutare la rispondenza che i modelli lineari, i più semplici, hanno con le osservazioni.

3.6.1 I modelli lineari statici

I modelli lineari sono definiti statici quando la relazione che li caratterizza è costituita solo da variabili correnti, ossia solo da variabili associate allo stesso tempo t .

(1) Il modello di regressione lineare semplice:

Tra i modelli statici quello più semplice in assoluto è il modello di regressione lineare semplice. In questo caso vi è una sola variabile indipendente x al tempo t legata alla variabile dipendente y al tempo t secondo la seguente relazione:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon \quad (3.34)$$

con:

y_t risposta del modello

β_0 costante di regressione

β_1 coefficiente di regressione lineare

x_t variabile indipendente

ε errore

La relazione al generico tempo t può essere scritta in forma matriciale nel seguente modo:

$$\bar{y} = \bar{x}\bar{\beta} + \bar{\varepsilon} \quad (3.35)$$

$$\begin{bmatrix} y_{t_1} \\ \dots \\ y_{t_N} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & x_{t_1} \\ \dots & \dots \\ 1 & x_{t_N} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \dots \\ \beta_1 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \dots \\ \varepsilon_N \end{bmatrix} \quad (3.36)$$

Con:

$\bar{y}$ di dimensione (Nx1)

$\bar{x}$ di dimensione Nx(2+1)

$\bar{\beta}$ di dimensione (2+1)x1

$\bar{\varepsilon}$ di dimensione (Nx1)

Graficamente il modello è rappresentato da una retta nello spazio 0xy. Costruire un modello di regressione lineare semplice significa, in sostanza, determinare una retta di regressione.

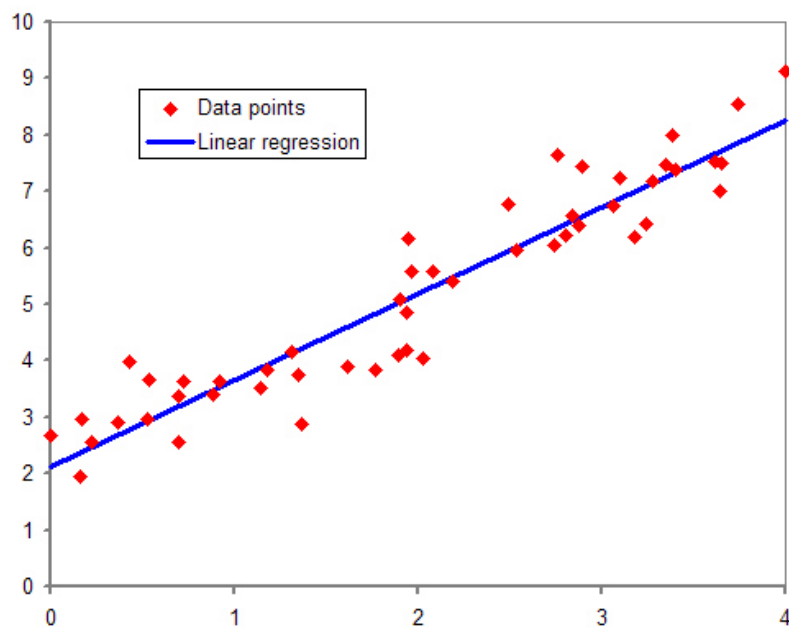


Figura 3.6: Esempio di retta di regressione

(2) Il modello di regressione multilineare

Si passa al modello di regressione multilineare quando le variabili dipendenti al tempo t diventano più di una. Nel momento in cui il

problema diventa multidimensionale, esempio 2 dimensioni, graficamente non avremo più una retta ma ad esempio un piano. In questo caso l'equazione del modello assume la seguente forma:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1,t} + \dots + \beta_m x_{m,t} + \varepsilon \quad (3.37)$$

con:

y_t risposta del modello

β_0 costante di regressione

$\beta_1 \dots \dots \beta_m$ coefficienti di regressione lineare

$x_{1,t} \dots \dots x_{m,t}$ variabili indipendenti

ε errore

L'errore che compare all'interno dell'equazione gode delle seguenti proprietà:

$$E(\varepsilon | x_1 \dots \dots x_m) = 0 \quad (3.38)$$

$$V(\varepsilon | x_1 \dots \dots x_m) = \sigma^2 \text{ e } V(y | x_1 \dots \dots x_m) = \sigma^2 \quad (3.39)$$

$$\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 \quad \forall i \neq j \quad (3.40)$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2) \quad (3.41)$$

La relazione (3.37) può essere scritta in forma matriciale nel seguente modo:

$$\bar{\bar{y}} = \bar{\bar{x}}\bar{\bar{\beta}} + \bar{\bar{\varepsilon}} \quad (3.42)$$

$$\begin{bmatrix} y_{t_1} \\ \dots \\ y_{t_N} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & x_{t_1}^1 & x_{t_1}^m \\ \dots & x_{t_2}^1 & \dots \\ 1 & \dots & \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \dots \\ \beta_m \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \dots \\ \varepsilon_N \end{bmatrix} \quad (3.43)$$

con:

$\bar{\bar{y}}$ di dimensione (Nx1)

$\bar{\bar{x}}$ di dimensione Nx(m+1)

$\bar{\bar{\beta}}$ di dimensione (m+1)x1

$\bar{\bar{\varepsilon}}$ di dimesione (Nx1)

Una volta scritto il sistema in forma matriciale si cerca di risolverlo minimizzando la somma degli errori della regressione lineare di modo che la media dell'errore $\bar{\varepsilon}$ diventi uguale a zero. Questo consente di eliminare la dipendenza di $\bar{\varepsilon}$ dall'equazione del processo (3.42) e di moltiplicare ambo i membri della relazione per la trasposta di $\bar{\bar{x}}$:

$$\bar{\bar{x}}^T \bar{\bar{y}} = \bar{\bar{x}}^T \bar{\bar{x}} \bar{\bar{\beta}} \quad (3.44)$$

a questo si trova $\bar{\bar{\beta}}$ invertendo il sistema:

$$\bar{\bar{\beta}} = \left(\bar{\bar{x}}^T \bar{\bar{x}} \right)^{-1} \bar{\bar{x}}^T \bar{\bar{y}} \quad (3.45)$$

3.6.2 I modelli dinamici

I modelli lineari si definiscono dinamici quando l'equazione che li caratterizza presenta, oltre alle variabili correnti, anche variabili ritardate di una o più unità temporali. L'equazione ha la medesima struttura di un modello ARMA (sottoparagrafo 3.4.3), unica differenza è che la parte a media mobile MA è applicata alla variabile indipendente x invece che al processo white noise. Tali modelli sono noti come ARDL - Auto Regressive Distributed Lag Model:

$$y_t = \alpha + \varphi_1 y_{t-1} + \dots + \varphi_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \vartheta_1 x_{t-1} + \dots + \vartheta_q x_{t-q} \quad (3.46)$$

(1) Distributed Lag Model

E' un caso particolare di modello dinamico la cui equazione presenta solo la parte a media mobile di un processo ARDL. L'equazione del modello assume la seguente forma:

$$y_t = \alpha + \beta(L)x_t + u_t = \alpha + \sum_{s=0}^q \beta_s x_{t-s} + u_t \quad (3.47)$$

con:

y_t variabile dipendente del modello

α costante di regressione

β_s coefficienti da stimare

x_t variabile indipendente

u_t errore assunto come processo stazionario

Anche in questo caso la procedura risolutiva ha come finalità la stima dei parametri β_s del modello. Essendo i β_s funzione dell'ordine q , che identifica l'effetto di ritardo della variabile x su y , è possibile definire i parametri del modello attraverso la seguente relazione:

$$\beta_s = \frac{q+1-s}{q+1} \beta_0 \quad (3.48)$$

Oppure in alternativa è possibile esprimere i β_s attraverso la relazione proposta da Almon nel 1965:

$$\beta_s = \tau_0 + \tau_1 s + \tau_2 s^2 \quad (3.49)$$

I parametri β_s diventano così solo funzione di tre coefficienti τ_0, τ_1, τ_2 . Avvalendosi della relazione di Almon è possibile riscrivere l'equazione del modello (3.47) in funzione dei soli coefficienti τ attraverso i seguenti passaggi:

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha + \beta(L)x_t + u_t = \alpha + \sum_{s=0}^q \beta_s x_{t-s} + u_t = \\ &= \alpha + \tau_0 \sum_{s=0}^q x_{t-s} + \tau_1 \sum_{s=0}^q s x_{t-s} + \tau_2 \sum_{s=0}^q s^2 x_{t-s} + u_t \\ &= \alpha + \tau_0 z_t^0 + \tau_1 z_t^1 + \tau_2 z_t^2 + u_t \end{aligned} \quad (3.50)$$

con:

$$z_t^0 = \sum_{s=0}^q x_{t-s}, \quad z_t^1 = \sum_{s=0}^q s x_{t-s}, \quad z_t^2 = \sum_{s=0}^q s^2 x_{t-s}.$$

Il problema di stima dei parametri β_s si trasforma nel problema di stima dei tre coefficienti τ .

Per la determinazione dell'ordine q e la stima dei coefficienti si fa ricorso ad una procedura iterativa. Innanzitutto si stabilisce a priori un range di

variazione dell'ordine q . Ad ogni step iterativo, fissato un valore di q , si risolve una regressione lineare multipla per la determinazione dei coefficienti τ , ricavati i quali è possibile, attraverso la relazione di Almon (3.49), ottenere i parametri β_s . Sostituendo i parametri β_s nella relazione (3.47) è possibile ricavare la previsione $y_{prev,t}$ e calcolare il residuo al quadrato:

$$\widehat{u}_t^2 = (y_{prev,t} - y_{obs})^2 \quad (3.51)$$

Il residuo rappresenta la forma più semplice che la funzione di verosimiglianza può assumere. Ultimo passaggio della procedura iterativa è il calcolo dell'AIC (3.32) che in questo caso assume la seguente forma:

$$AIC = \ln \left[\sum_{t=1}^T \frac{\widehat{u}_t^2}{T} \right] + \frac{2K}{T} \quad (3.52)$$

con:

T dimensione dell'osservazione

$$K = q + 1$$

Lo step iterativo si conclude con il calcolo dell'AIC. Alla fine del ciclo iterativo l'ordine ottimale del modello è il valore di q in grado di minimizzare lo scarto tra la serie stimata e la serie osservata, ovvero è in grado di minimizzare la funzione AIC.

4. ANALISI DELL'INTERAZIONE FRA ACQUE SOTTERRANEE E SUPERFICIALI

In generale, l'interazione tra acque sotterranee e acque superficiali può avvenire secondo due modalità differenti: (i) le acque superficiali possono infiltrarsi e raggiungere la falda, alimentandola, oppure (ii) sotto particolari condizioni, può essere l'acquifero a ricaricare il corpo idrico superficiale. Ciò che determina la dinamica del processo di ricarica è l'assetto geomorfologico e idrologico del territorio. In particolare, la direzione del flusso idrico dipende dal gradiente idraulico, funzione della differenza tra livello idrometrico del fiume e carico piezometrico dell'acquifero. Quando il livello del corpo idrico superficiale è superiore rispetto al carico piezometrico dell'acquifero si genera un flusso idrico che ricarica la falda; in caso contrario è la risorsa sotterranea ad alimentare il corso d'acqua superficiale.

Il monitoraggio della piezometria dell'acquifero ed il contestuale monitoraggio dei livelli idrometrici del corso d'acqua ad esso associato, permettono di analizzare il processo di interazione/ricarica e di caratterizzarne le modalità. Per entrambi i casi studio considerati, Conoide Trebbia e Conoide Arda, i dati osservati attestano un livello di falda sempre inferiore al livello idrometrico, indice questo che entrambi i casi studio sono manifestazione di un processo di interazione in cui è l'acqua del corpo idrico superficiale a ricaricare l'acquifero.

La metodologia descritta in Sezione 3 viene dunque applicata allo studio dei processi di ricarica dei due corpi idrici sotterranei selezionati. Nello specifico, la teoria sui modelli ARDL (Auto Regressive Distributed Lag) viene utilizzata per la definizione di un modello in grado di correlare il livello piezometrico dell'acquifero (variabile dipendente y) con il livello idrometrico del fiume (variabile indipendente x). Ulteriore finalità dell'applicazione è la valutazione del tempo di ritardo fra le variabili in gioco. Si è scelto di adoperare questa tipologia di modello, tra quelli lineari presenti in letteratura, poiché la sua struttura presenta un duplice

vantaggio. Infatti, oltre a mettere in relazione il valore attuale della variabile dipendente (y_t) con i suoi valori ritardati (y_{t-1} , y_{t-2} ,...), ponendo in evidenza un'eventuale persistenza nei valori di carico piezometrico, contempla il ritardo con cui la variabile indipendente (livello idrometrico) esercita la propria influenza in merito al processo di ricarica.

4.1 Conoide del Trebbia

L'analisi condotta si basa sui dati resi disponibili dalla rete regionale di monitoraggio dello stato ambientale delle acque. Come detto nella Sezione 2, la serie storica acquisita per il fiume Trebbia è relativa ai livelli idrometrici misurati presso la stazione Rivergaro; per l'acquifero libero - conoide Trebbia, invece, sono state prese in considerazione le misure di soggiacenza rilevate presso la stazione automatica PC56-03. Il periodo di osservazione considerato comprende i dati misurati nel triennio 2012- 2014, per cui la lunghezza di entrambe le serie storiche è pari a 3 anni.

Oltre alla validazione delle misure di soggiacenza (Appendice B), è stata verificata preliminarmente la completezza delle due serie temporali, ossia il numero di dati a disposizione rispetto alla frequenza di campionamento. Per quanto riguarda i livelli idrometrici, i dati medi giornalieri a disposizione ammontano a 1096, ovvero la serie idrometrica risulta completa nell'intero triennio; per le misure di soggiacenza, invece, i dati a disposizione sono di poco inferiori e pari a 1029, essendo la stazione di monitoraggio non attiva nel periodo compreso tra 1/1/2012 e 7/3/2012.

Per confrontare i valori delle due serie temporali si è deciso di riportare le osservazioni di entrambe allo stesso sistema di riferimento, ovvero il livello medio del mare. I dati di livello idrometrico sono riportati negli annali idrologici rispetto alla quota dello "zero idrometrico". Nel caso della stazione Rivergaro la quota dello zero idrometrico rispetto al livello del mare è 136,66 m. Per quanto riguarda la soggiacenza, essa rappresenta la distanza della falda dal piano campagna. La quota del

piano campagna, rispetto al medio mare, presso la stazione automatica PC56-03, è pari a 59,6 m.

Si riportano di seguito le serie temporali a scala giornaliera e mensile del livello idrometrico (Figura 4.1, Figura 4.2) e del livello piezometrico, (Figura 4.3 e Figura 4.4), registrati presso le stazioni di riferimento nel triennio 2012-2014.

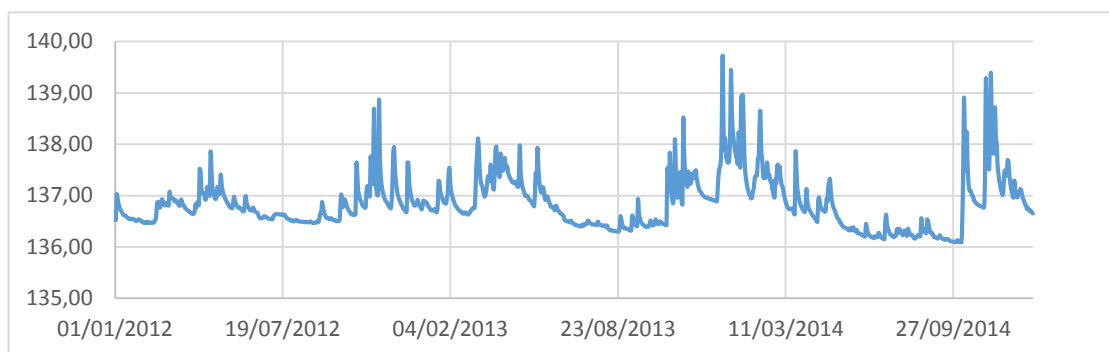


Figura 4.1: Livello idrometrico (m slm) a scala giornaliera da Gennaio 2012 a Dicembre 2014.

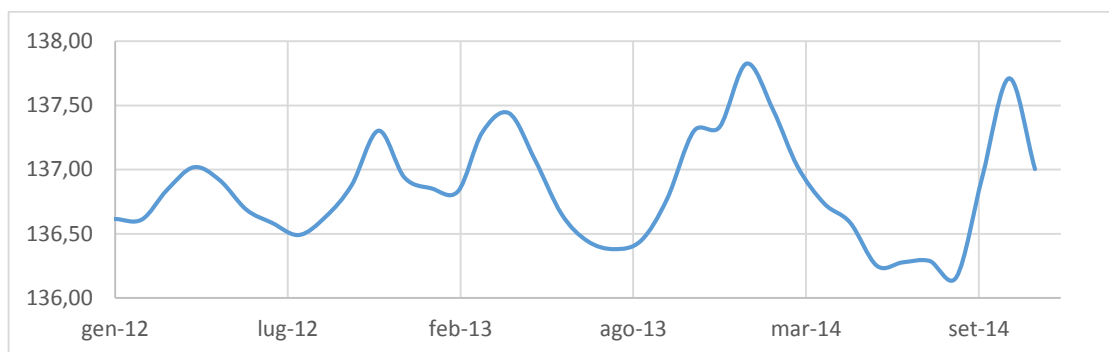


Figura 4.2: Livello idrometrico (m slm) a scala mensile da Gennaio 2012 a Dicembre 2014.

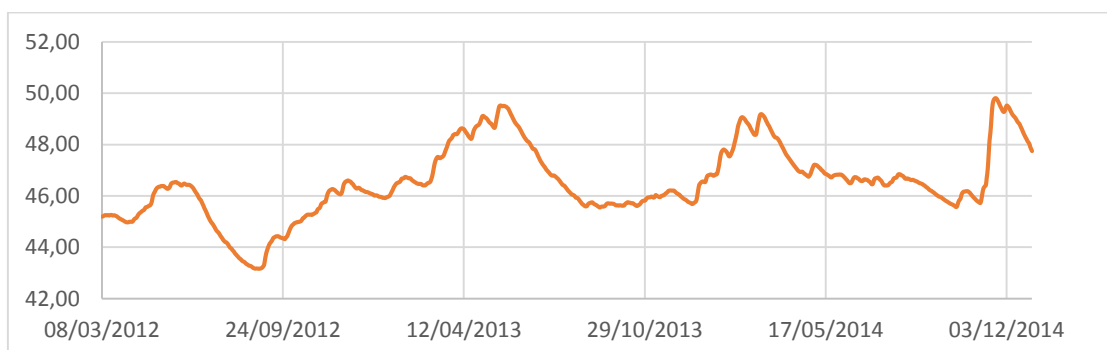


Figura 4.3: Livello piezometrico (m slm) a scala giornaliera da Marzo 2012 a Dicembre 2014.

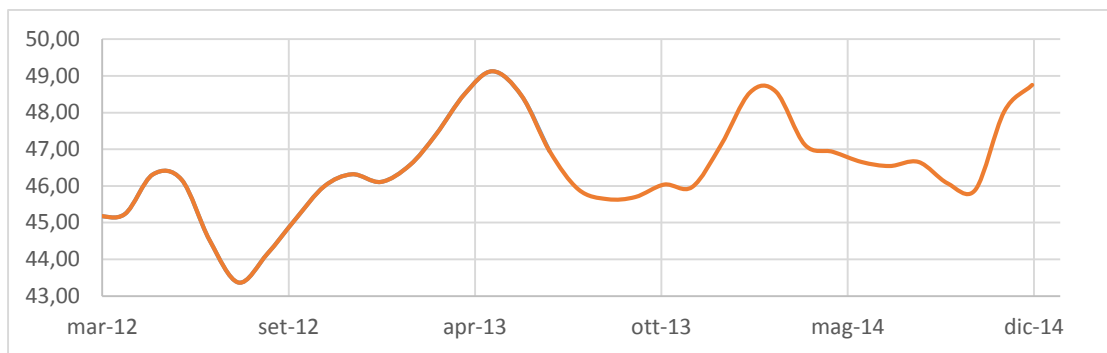


Figura 4.4: Livello piezometrico (m slm) a scala mensile da Marzo 2012 a Dicembre 2014.

Osservando le serie temporali delle due grandezze, sia a scala giornaliera sia a scala mensile, non si riscontra un trend significativo di crescita o di decrescita. D'altra parte, il trend è ascrivibile ad andamenti riscontrabili nel lungo periodo (Sezione 3); conseguentemente, il numero limitato di anni di osservazione considerati (2012-2014), non consente di apprezzare questo tipo di componente. Si osservi, comunque, che volendo valutare il meccanismo di interazione fra i corpi idrici in fase di ricarica dell'acquifero, l'arco temporale considerato è senz'altro idoneo. Analizzando invece le Figure 4.5 e 4.6, anche per un numero esiguo di anni di osservazione, è possibile cogliere rispettivamente una componente stagionale sia per la serie idrometrica che per quella piezometrica, riportate a scala mensile. Ciò che si evince è la presenza di due picchi di massimo e di minimo, seppur di entità variabile, nell'arco di ciascun anno considerato. Conseguentemente la componente stagionale è stata assimilata nel proseguo quale funzione periodica, con periodo T pari a 6 mesi.

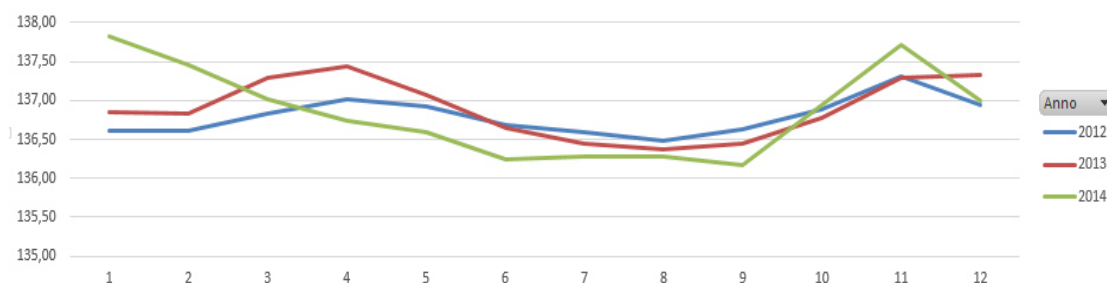


Figura 4.5 Confronto del livello idrometrico (m slm) a scala mensile nel triennio 2012-2014.

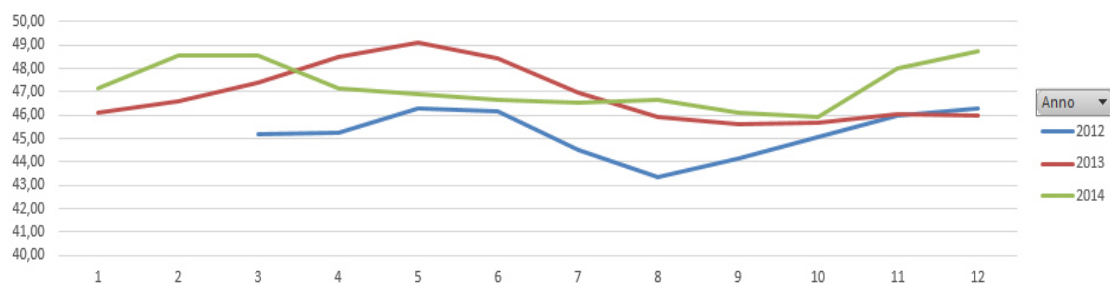


Figura 4.6: Confronto del livello piezometrico (m slm) a scala mensile nel triennio 2012-2014.

4.1.1 Stazionarietà delle serie temporali

Dall'osservazione delle serie temporali di livello idrometrico e piezometrico, si evince che entrambe le serie (x_t e y_t rispettivamente) non sono stazionarie. Come noto, la costruzione di un modello ARDL poggia sull'assunto che i processi considerati siano stazionari, per cui, prima di procedere alla definizione del modello rispetto al caso studio in oggetto, è necessario rendere stazionarie le serie originali. Ricordando quanto detto nella Sezione 3, ogni serie storica può essere rappresentata come la somma di tre componenti: il trend, la stagionalità e l'errore casuale (ovvero componente stazionaria della serie):

$$\text{Serie storica} = (\text{Trend})_t + (\text{Stagionalità})_t + (\text{Errore})_t . \quad (4.1)$$

Attraverso l'interpolazione analitica o parametrica, sia il trend sia la stagionalità possono essere associate ad una funzione matematica nel tempo. Per le considerazioni fatte in precedenza, si è deciso di associare il trend ad una funzione costante (α_o) e di rappresentare la stagionalità attraverso una funzione matematica avente un numero di parametri ($\varphi_1, \dots, \varphi_T$) pari al periodo associato alla stagionalità; in questo caso pari 6 a scala mensile (180 se vengono trattati i dati a scala giornaliera). Ciascun parametro φ moltiplica la variabile d , nota come dummy. Essa assume valore pari a 0 o 1 ed indica la posizione dell'osservazione che si sta prendendo in considerazione:

$$\text{Serie Storica} = \alpha_o + \varphi_1 d_{1,t} + \dots + \varphi_{T,t} d_{T,t} + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

Per poter ottenere la componente stazionaria della serie è necessario stimare, attraverso regressione lineare, i parametri del trend e della stagionalità, per poi sottrarre alla serie originale la somma di queste due componenti. Quanto detto è stato implementato in un codice MATLAB che affronta il problema in forma matriciale (Figura 4.7).

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_{11} \\ y_{12} \\ y_{13} \\ \vdots \\ \vdots \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 & : & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & : & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & : & \vdots & \vdots \\ 1 & 0 & 0 & : & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & : & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 0 & : & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & : & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & : & \vdots & \vdots \\ 1 & 0 & 0 & : & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha_0 \\ \vdots \\ \phi_1 \\ \phi_2 \\ \vdots \\ \phi_{11} \\ \phi_{12} \end{pmatrix}$$

Figura 4.7: Esempio di matrice generata nel codice MATLAB in caso $T = 12$.

Ad esempio, ragionando sui dati mediati a scala mensile, il vettore delle osservazioni ha un numero di righe pari 36 (12 osservazioni all'anno per tre anni); il vettore dei parametri ha dimensione pari a 7, ovvero al periodo T incrementato di una unità (per tener conto del coefficiente relativo al trend ritenuto costante). La matrice, conseguentemente, avrà dimensione 36x7. Il vettore dei parametri viene ricavato tramite regressione lineare; è possibile introdurre un vincolo ovvero imporre che la sommatoria dei parametri associati alla componente stagionale sia pari a zero. Ciò equivale ad ottenere una componente stagionale a media nulla.

Si riportano di seguito le serie stazionarie a scala mensile e giornaliera del livello idrometrico e del livello piezometrico ottenute attraverso l'ausilio del codice brevemente descritto (rispettivamente Figura 4.8, Figura 4.9, Figura 4.10 e Figura 4.11).

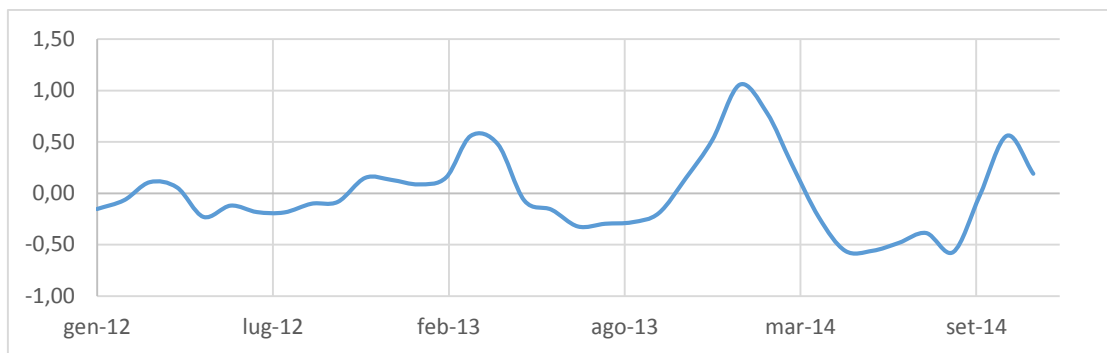


Figura 4.8: Serie stazionaria a scala mensile - Livello idrometrico

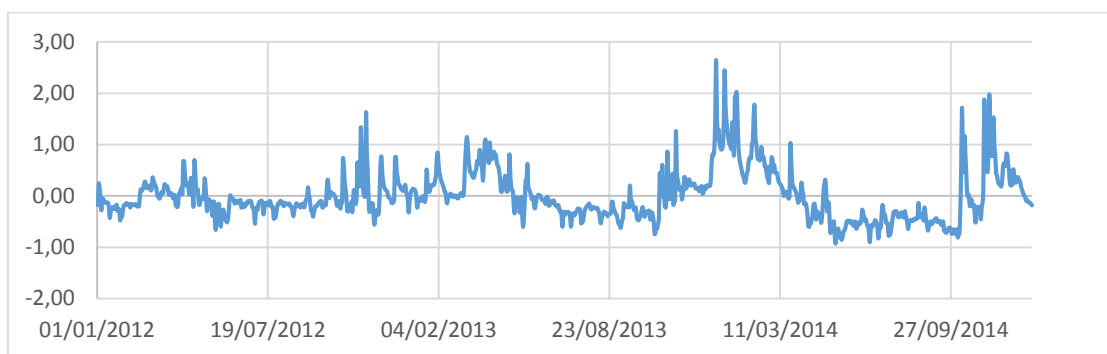


Figura 4.9: Serie stazionaria a scala giornaliera - Livello idrometrico

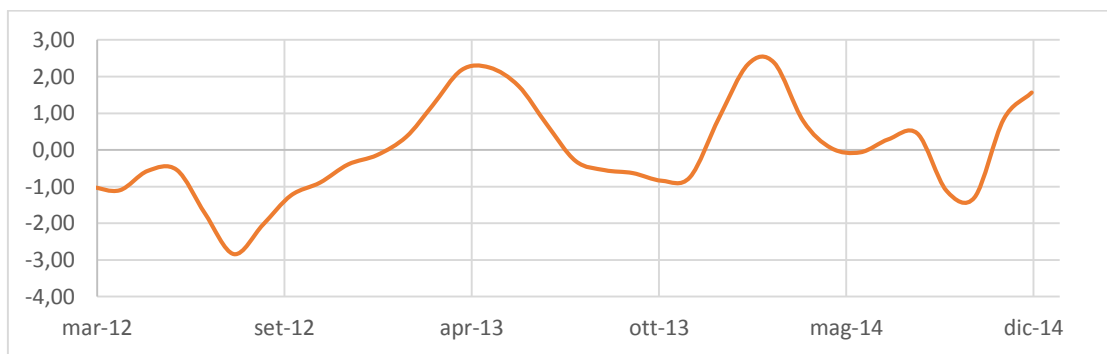


Figura 4.10: Serie stazionaria a scala mensile - Livello piezometrico



Figura 4.11: Serie stazionaria a scala giornaliera - Livello piezometrico

4.1.2 Stima del tempo di ritardo fra le serie temporali

La rappresentazione della relazione fra le serie temporali per mezzo del modello ARDL, prevede la determinazione dell'ordine q (associato alla parte DL) e dell'ordine p (associato alla parte AR) (vedi equazione 3.46). Il valore dell'ordine q identifica quante variabili indipendenti ritardate influenzano il valore attuale della variabile dipendente. In altre parole, esso è legato al ritardo che intercorre tra le serie temporali di livello piezometrico e livello idrometrico. Il valore esatto di q è noto solo una volta individuato il minimo associato al criterio AIC (Sezione 3).

A prescindere dall'identificazione di q , è possibile stimare a priori un tempo di ritardo fra le serie temporali. A tal scopo, si è realizzato un codice MATLAB che restituisce la somma dei quadrati delle differenze fra misura idrometrica e piezometrica (avendo preliminarmente normalizzato le due serie temporali fra 0 e 1) in funzione del tempo di ritardo. Si stima, dunque, quale effettivo ritardo fra le serie, T_r , quello associato alla minima somma dei quadrati delle differenze fra misure corrispondenti.

$$T_r = \min_T \sum_{i=1}^{t_{max}} [y(t_i) - x(t_i - T)]^2 \quad (4.3)$$

Il codice MATLAB è stato utilizzato solo per i dati a scala giornaliera, ottenendo un valore di $T_r \sim 10$ giorni. In Figura 4.12 si riportano congiuntamente le due serie stazionarie giornaliere; in Figura 4.3 la serie relativa al livello piezometrico risulta traslata di un tempo pari a T_r .

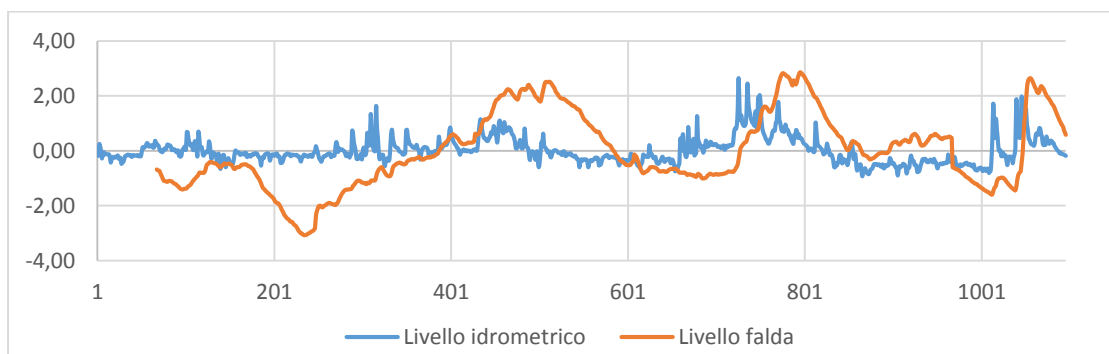


Figura 4.12: Serie stazionarie giornaliere originali (sulle ascisse t in giorni dal 1/1/2012).

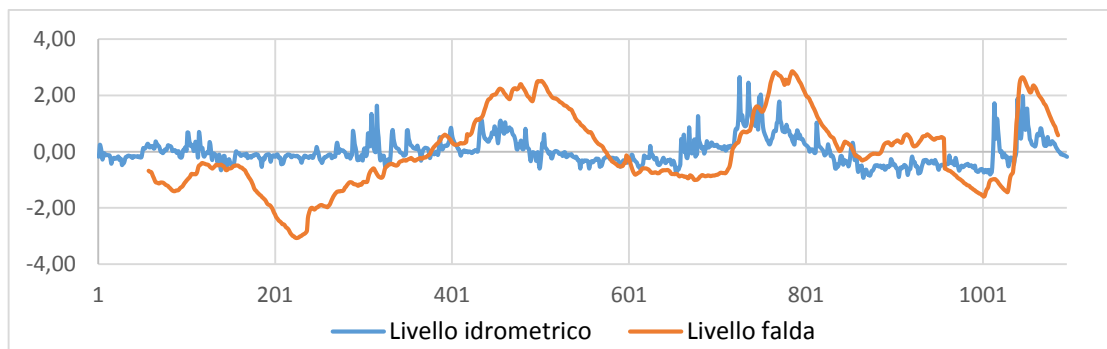


Figura 4.13: Serie stazionarie giornaliere con serie piezometrica traslata di T_r (sulle ascisse t in giorni dal 1/1/2012).

4.1.3 Stima dell'ordine autoregressivo

Per la stima di p , ordine autoregressivo del modello ARDL, si è fatto ricorso all'utilizzo del correlogramma: esso permette di identificare la correlazione esistente tra la variabile dipendente al tempo attuale t e le sue espressioni a tempi precedenti (appartenenti alla stessa realizzazione del processo stocastico stazionario di riferimento). Il grado di correlazione tra le variabili in gioco viene calcolato attraverso il coefficiente di correlazione R , che può essere stimato a partire dal coefficiente di determinazione così definito:

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS} = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (4.4)$$

con: y_i dati osservati; $\bar{y}$ media dei dati; e_i^2 residui al quadrato; ESS deviazione del modello; TSS deviazione totale; RSS deviazione totale. Un valore di R^2 prossimo ad 1 è indice di una forte correlazione tra le variabili considerate, al contrario un valore pari a 0 indica l'assenza di correlazione.

Essendo la parte autoregressiva del modello funzione solo della variabile dipendente, tutte le operazioni descritte nel seguito sono state applicate alle serie stazionarie, a scala mensile e giornaliera, del livello piezometrico. Per costruire il correlogramma sono state esaminate le correlazioni tra la serie storica (y_t) e più serie ritardate di k periodi, fino ad un ritardo massimo pari a K . Questo a livello pratico ha richiesto di

realizzare una tabella come quella mostrata in Figura 4.14 e di calcolare le K correlazioni tra la prima colonna y_t e ciascuna delle K colonne y_{t-k} . Per il calcolo delle correlazioni a scala mensile è stato sufficiente graficare su un foglio di calcolo Excel la serie storica y_t e la serie storica y_{t-k} e richiedere la visualizzazione del coefficiente di determinazione R^2 che il programma calcola in automatico. E' bene precisare che per realizzare i grafici il numero di dati preso in considerazione per la serie y_t deve essere uguale al numero di dati della serie ritardata y_{t-k} .

Y_t	Y_{t-1}	Y_{t-2}	Y_{t-3}	$\dots$	Y_{t-K}
Y_1					
Y_2	Y_1				
Y_3	Y_2	Y_1			
Y_4	Y_3	Y_2	Y_1		
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
Y_{T-2}	Y_{T-3}	Y_{T-4}	Y_{T-5}	$\vdots$	Y_{T-K-2}
Y_{T-1}	Y_{T-2}	Y_{T-3}	Y_{T-4}	$\vdots$	Y_{T-K-1}
Y_T	Y_{T-1}	Y_{T-2}	Y_{T-3}	$\vdots$	Y_{T-K}

Figura 4.14: Esempio di tabella utile alla determinazione del correlogramma

Ottenuti i valori dei coefficienti R^2 si è proceduto infine alla costruzione del correlogramma. Esso reca sull'asse delle ordinate la radice quadrata del coefficiente di determinazione R^2 e sull'asse delle ascisse lo sfasamento temporale k . Il valore dell'ordine p da considerare nell'ambito del modello ARDL è stato assunto pari al ritardo in corrispondenza del quale R risulta essere prossimo allo zero.

Per i dati a scala mensile l'ordine p stimato è pari a 3, a cui corrisponde un coefficiente R pari a 0,14. In Figura 4.15 si riporta una tabella riassuntiva dei coefficienti di correlazione calcolati ed il correlogramma ottenuto. Come dimostra la Figura 4.15, per giungere alla stima dell'ordine p è bastato eseguire questa procedura manuale in Excel per

un numero esiguo di volte: infatti la correlazione tende a diventare nulla già tra la serie y_t e y_{t-3} .

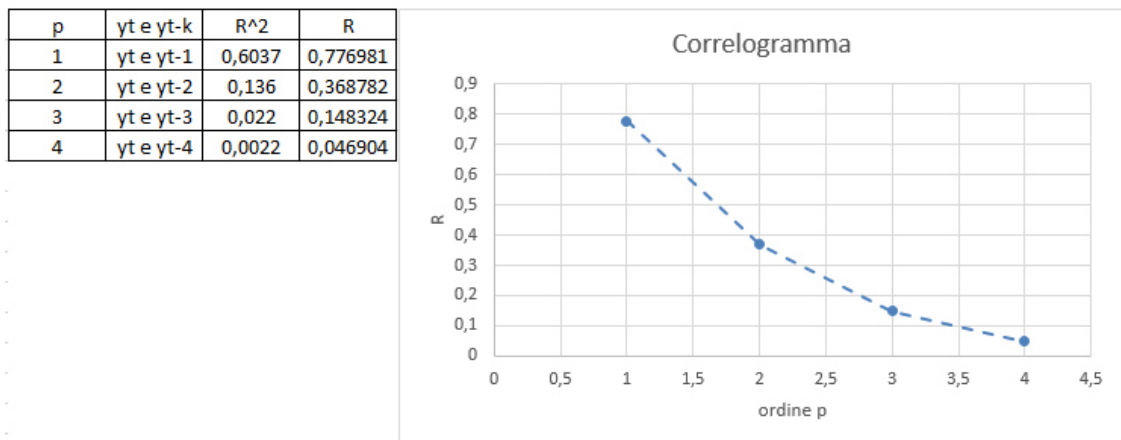


Figura 4.15: Tabella dei coefficienti di correlazione R e correlogramma dei dati a scala mensile

La stessa procedura non può essere impiegata per i dati a scala giornaliera, quindi, onde evitare di rendere il calcolo dei coefficienti R^2 troppo laborioso, si è deciso di implementare un codice MATLAB per la costruzione del correlogramma a scala giornaliera. Nel dettaglio lo script: (i) carica i dati di livello piezometrico a scala giornaliera, (ii) esegue un'operazione ciclica per selezionare il quantitativo di dati da mettere in correlazione, e (iii) calcola, per un numero di volte pari alla metà del numero di osservazioni a disposizione, il coefficiente di correlazione attraverso una funzione già presente in MATLAB.

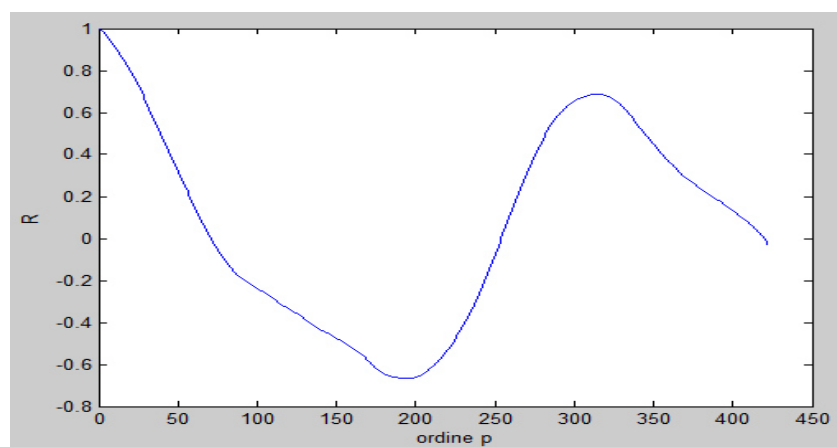


Figura 4.16: Correlogramma relativo alla serie stazionaria di livello piezometrico a scala giornaliera

Alla fine del processo lo script reca come output il valore di p , nel caso specifico pari a 64 ed il correlogramma corrispondente (Figura 4.16).

4.1.4 Stima dei coefficienti del modello ARDL e determinazione del Lag

Una volta stimato l'ordine p si è proceduto con il calcolo dei coefficienti del modello ARDL e contestualmente con la determinazione del ritardo (Lag), q , tra le due serie temporali considerate. Ciò prevede la realizzazione di una procedura iterativa (Sezione 3) opportunamente tradotta in termini di codici MATLAB. Il main program richiede di impostare all'inizio un range plausibile di variazione dell'ordine q , per poi costruire un vettore che contempla al suo interno tutti i possibili valori di ritardo compresi nel range settato. Per ogni valore di q viene calcolato, tramite regressione lineare multipla, il vettore dei coefficienti (sia relativi alla parte auto-regressiva, sia a quella a media mobile) e viene inoltre determinato il valore del criterio AIC. Alla fine del processo iterativo si assegna a q il valore che minimizza l'AIC, ovvero lo scarto fra le previsioni fornite dal modello e le osservazioni della variabile dipendente. Si è scelto di non utilizzare tutti le osservazioni a disposizione per poter avere un set di dati con il quale eseguire alla fine la validazione del modello.

Per l'analisi dei dati a scala mensile, si è ipotizzato un range di variazione di q tra 1 e 4, in linea con le indicazioni ottenute nel paragrafo 4.1.2; il valore di p , individuato nel paragrafo 4.1.3, è stato fissato pari a 3. Si riportano in Tabella 4.1, i valori degli output forniti dal codice.

q	AIC	α	β_0	β_1	ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3
1	-1,26	0,0816	1,4187	0,4186	1,2434	-0,7865	0,4345

Tabella 4.1: Output codice MATLAB: Lag e coefficienti del modello ARDL. Analisi riferita ai dati a scala mensile.

Il codice utilizzato per la stima dei coefficienti e la determinazione del Lag q a scala giornaliera è il medesimo. In questo caso il numero di osservazioni introdotto nel codice è sensibilmente più elevato: 846 osservazioni di livello piezometrico (a partire dal 7 Settembre 2012) e 912 osservazioni di livello idrometrico (a partire dal 2 Luglio 2012). Conseguentemente, anche i valori di p e q risultano essere differenti. E' stato settato un valore di p pari a 64 (vedi paragrafo 4.1.3); mentre per q è stato fissato un range plausibile di variazione compreso tra 2 e 60, in linea con la stima ottenuta nel paragrafo 4.1.2, pari a 37, seppur effettuata su base differente. Di seguito si riportano i risultati ottenuti.

T_r	37	ϕ 9	0,0001	ϕ 28	-0,0098	ϕ 47	0,0357
p	64	ϕ 10	-0,0133	ϕ 29	0,0163	ϕ 48	0,0498
q	5	ϕ 11	0,022	ϕ 30	-0,0141	ϕ 49	0,0152
AIC	-5,84	ϕ 12	-0,0277	ϕ 31	-0,0155	ϕ 50	-0,0961
α	0,0025	ϕ 13	0,0146	ϕ 32	0,0097	ϕ 51	0,0362
β_0	0,0545	ϕ 14	0,0285	ϕ 33	0,0027	ϕ 52	0,0121
β_1	0,0218	ϕ 15	-0,0068	ϕ 34	-0,0102	ϕ 53	-0,0072
β_2	-0,0014	ϕ 16	-0,0038	ϕ 35	0,0131	ϕ 54	-0,0203
β_3	-0,0152	ϕ 17	-0,0164	ϕ 36	0,0109	ϕ 55	-0,0069
β_4	-0,0196	ϕ 18	0,0253	ϕ 37	0,0182	ϕ 56	0,0214
β_5	-0,0145	ϕ 19	0,0076	ϕ 38	-0,0218	ϕ 57	0,0165
ϕ 1	1,3398	ϕ 20	-0,0734	ϕ 39	-0,0102	ϕ 58	-0,0373
ϕ 2	-0,1611	ϕ 21	0,037	ϕ 40	-0,0006	ϕ 59	0,0336
ϕ 3	-0,0643	ϕ 22	0,008	ϕ 41	0,0166	ϕ 60	0,0271
ϕ 4	-0,0937	ϕ 23	-0,0059	ϕ 42	-0,0062	ϕ 61	-0,0018
ϕ 5	-0,0217	ϕ 24	0,0391	ϕ 43	-0,0342	ϕ 62	-0,0577
ϕ 6	-0,0104	ϕ 25	-0,0139	ϕ 44	0,0333	ϕ 63	0,0076
ϕ 7	-0,0071	ϕ 26	-0,0099	ϕ 45	-0,013	ϕ 64	0,0178
ϕ 8	0,007	ϕ 27	0,001	ϕ 46	-0,0366		

Tabella 4.2: Output codice MATLAB: Lag e coefficienti del modello ARDL. Analisi riferita ai dati a scala giornaliera.

4.1.5 Test sui residui e validazione

Uno dei metodi proposti in letteratura per controllare la bontà di adattamento del modello ai dati consiste nel verificare che i residui si distribuiscano normalmente (Sezione 3). A tal scopo si è posta a

confronto (i) la distribuzione dei residui stimata col criterio della *plotting position*, (ii) la distribuzione normale con media e varianza pari a quelle associate ai residui stessi.

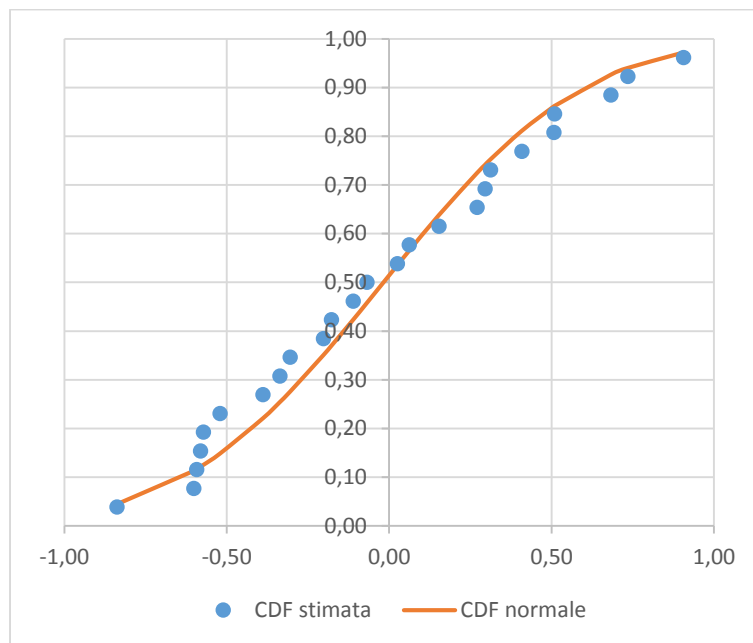


Figura 4.17: Confronto tra CDF dei residui stimata e normale (analisi a scala mensile)

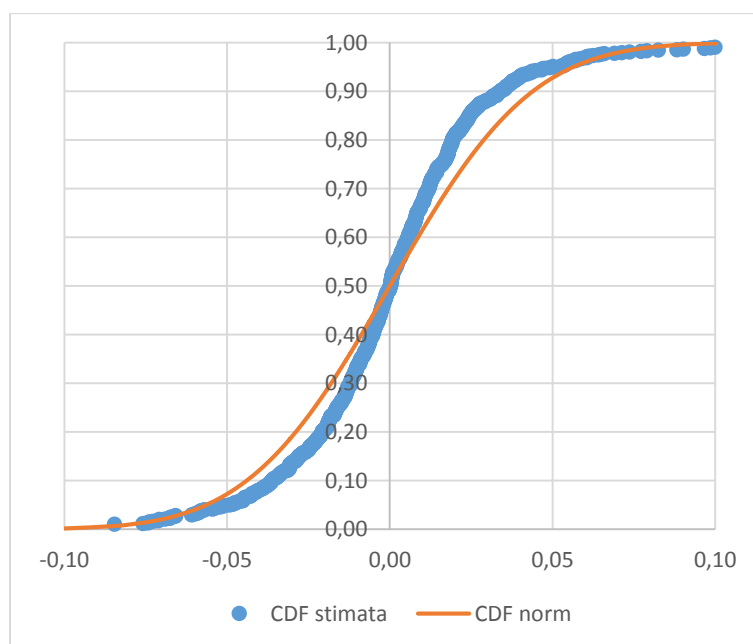


Figura 4.18: Confronto tra CDF dei residui stimata e normale stimata e normale (analisi a scala giornaliera)

Ciò è stato fatto sia per le analisi condotte a scala mensile (Figura 4.17) sia per quelle a scala giornaliera (Figura 4.18). I risultati ottenuti sono stati ritenuti soddisfacenti, in quanto la distribuzione dei residui, in entrambi i casi, sembra approssimare bene una distribuzione di tipo normale.

Validare il modello implica anche verificarne la robustezza. In statistica un modello si definisce robusto se produce risultati inferenziali che non risentono sensibilmente di modifiche apportate al modello durante la fase di calibrazione. Per quanto riguarda i dati a scala mensile, il numero di osservazioni a disposizione ammonta a 31. Per una prima analisi si è deciso di costruire il modello utilizzando 25 dati e di adoperare i restanti 6 per la validazione (~ 20% dei dati a disposizione). In Figura 4.19 si riporta una tabella recante i coefficienti del modello ricavati tramite calibrazione sul set considerato (25 osservazioni). I coefficienti così ricavati sono gli stessi riportati in Tabella 4.1. Il grafico di Figura 4.19 mostra (i) in blu, l'andamento delle y compute tramite modello, rispetto a quelle osservate ed utilizzate in fase di calibrazione, e (ii) in rosso, l'andamento delle y compute tramite modello, rispetto a quelle osservate ed utilizzate a scopo di validazione. Si noti che la retta di regressione rappresentata in Figura è calcolata soltanto a partire dai punti associati alle osservazioni utilizzate in fase di calibrazione del modello. E' possibile osservare la bontà dell'approssimazione fornita dal modello, considerando che i punti si dispongono, con dispersione contenuta ($R^2 = 0,8523$), attorno alla retta di regressione che si confonde con la bisettrice (coefficiente angolare prossimo a 1). In Figura 4.20, invece, si riporta la regressione calcolata a partire dall'intero set di punti, ovvero sia da quelli associati alle osservazioni utilizzate in fase di calibrazione che da quelli associati alle osservazioni utilizzate in fase di validazione. Considerando il fatto che la retta di regressione approssima la bisettrice anche in questo caso e che la dispersione si mantiene contenuta, si può ritenere soddisfacente il comportamento del modello in fase di validazione.

alfa	0,0816
bo	1,4187
b1	0,4186
ph1	1,2434
ph2	-0,7865
phi3	0,4345

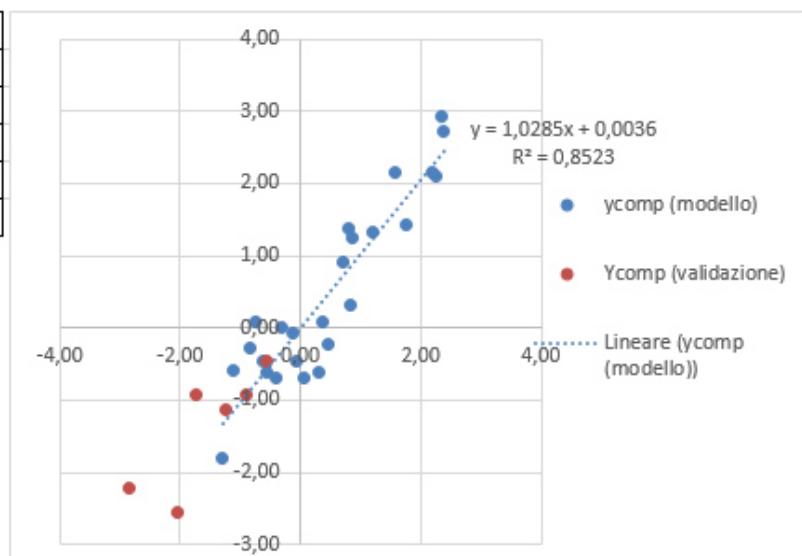


Figura 4.19: Coefficienti del modello calibrato su 25 delle 31 osservazioni disponibili. Confronto tra i valori della variabile y calcolati tramite modello ARDL e osservati: (i) in blu è riportato il confronto per il sottoinsieme utilizzato per la calibrazione; (ii) in rosso è riportato il confronto per il sottoinsieme utilizzato per la validazione.

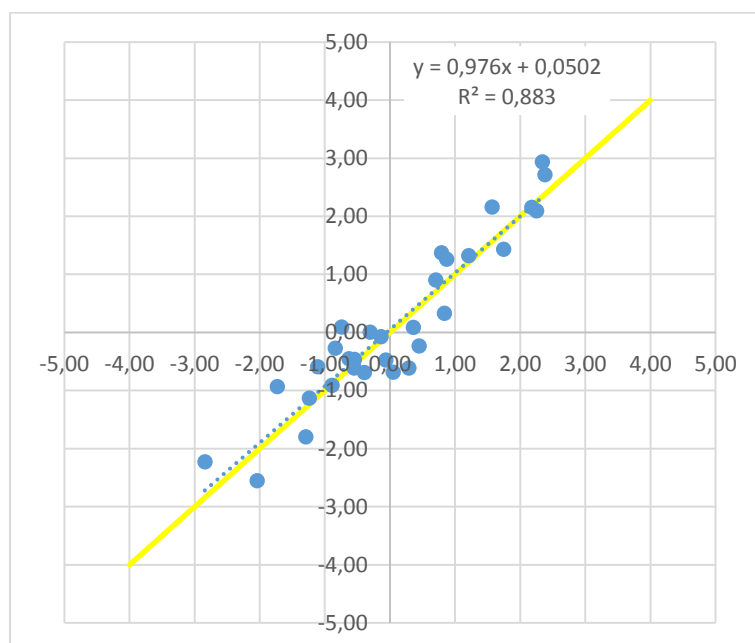


Figura 4.20: Confronto tra l'andamento della bisettrice e quello della retta di regressione definita a partire sia dai punti associati alle osservazioni utilizzate per la calibrazione, che dai punti associati alle osservazioni utilizzate per la validazione.

Lo stesso procedimento di validazione è stato ripetuto riducendo il numero di osservazioni utilizzate per la stima dei coefficienti (21 osservazioni sulle 31 disponibili). Conseguentemente 10 osservazioni

(circa 1/3 del totale) sono utilizzate in questo caso per la validazione. In Figura 4.21 e 4.22 si riportano i risultati ottenuti, analoghi a quelli, precedente descritti, delle Figure 4.19 e 4.20.

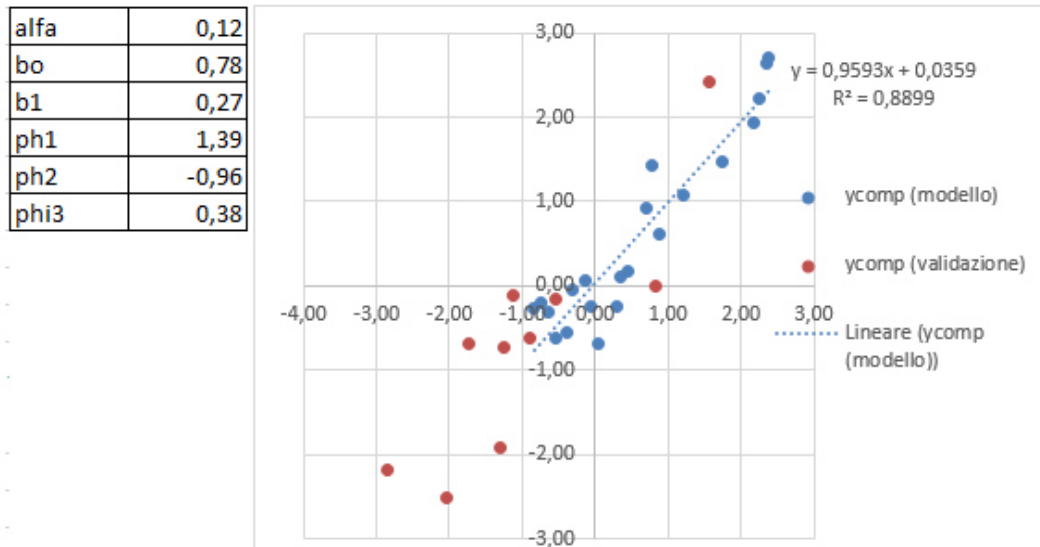


Figura 4.21: Coefficienti del modello calibrato su 21 delle 31 osservazioni disponibili. Confronto tra i valori della variabile y calcolati tramite modello ARDL e osservati: (i) in blu è riportato il confronto per il sottoinsieme utilizzato per la calibrazione; (ii) in rosso è riportato il confronto per il sottoinsieme utilizzato per la validazione.

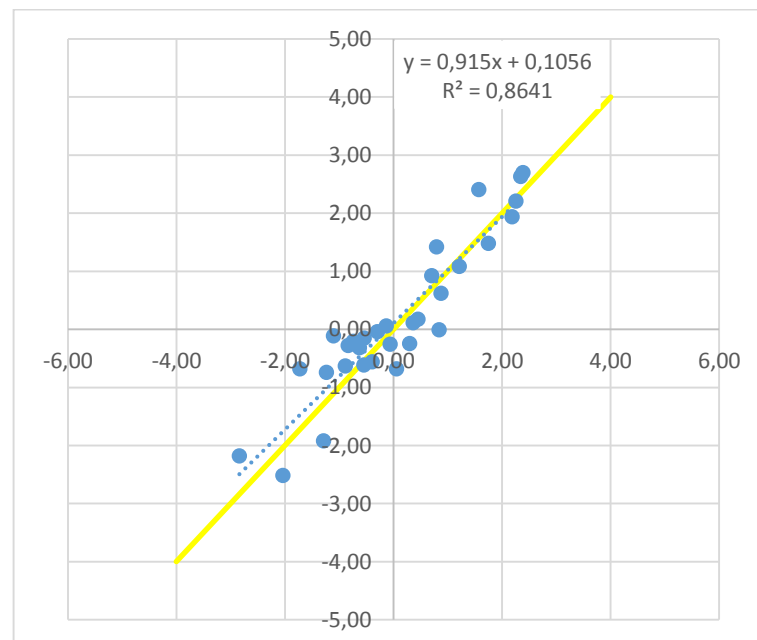


Figura 4.22: Confronto tra l'andamento della bisettrice e quello della retta di regressione definita a partire sia dai punti associati alle osservazioni utilizzate per la calibrazione, che dai punti associati alle osservazioni utilizzate per la validazione.

In questo caso, passando da Figura 4.21 a Figura 4.22, il coefficiente angolare subisce uno scostamento rispetto alla bisettrice. D'altra parte ciò è giustificato dall'aver utilizzato una percentuale consistente di punti per la validazione. Si osserva comunque che l'approssimazione permane sensibilmente accurata. Conseguentemente il modello risulta sufficientemente robusto in termini di accuratezza della stima dei valori di y .

A scala giornaliera è stata svolta un'analisi differente riguardo i risultati ottenuti. Come spiegato nel paragrafo 4.1.3, l'ordine p che determina il numero di parametri φ nell'equazione del modello, è stato stimato attraverso il correlogramma associato alla variabile dipendente y . Va sottolineato, però, che tale stima non è in nessun modo legata alla bontà della previsione modellistica rispetto alle osservazioni disponibili, come invece accade per la stima dell'ordine q attraverso il criterio AIC. Quindi si è deciso di valutare le variazioni (i) del coefficiente R^2 , associato alla retta di regressione dei valori di y computati ed osservati, e (ii) della pendenza di tale retta, in seguito alla riduzione dell'ordine p , ovvero del numero di coefficienti φ .

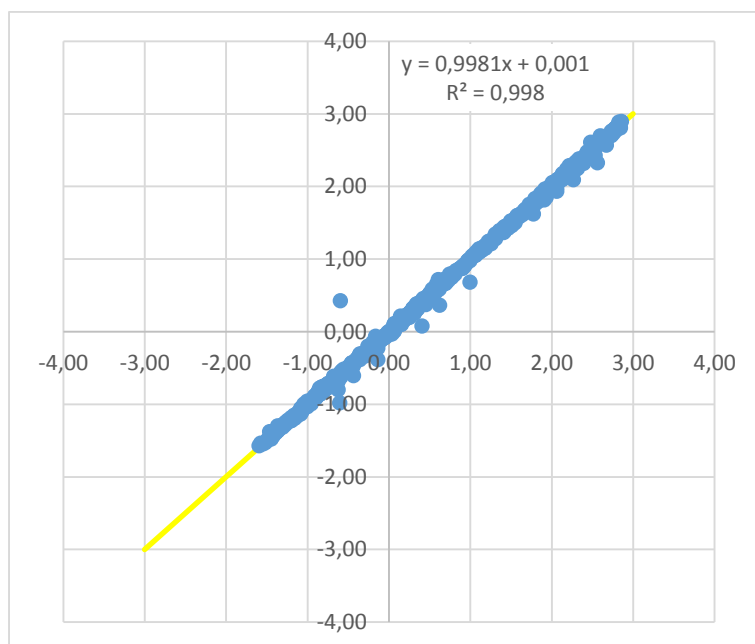


Figura 4.23: Confronto fra dati osservati e computati tramite il modello ARDL completo ($p=64$).

In Figura 4.23 si riporta il confronto fra dati osservati e computati tramite modello ARDL completo ($p=64$, valore stimato tramite correlogramma). Si può osservare la bontà della stima data da (i) una dispersione dei dati pressoché trascurabile ($R^2 \sim 1$), e (ii) un coefficiente angolare della retta di regressione pari ~ 1 , ovvero y_t osservato $\sim y_t$ computato per ogni t .

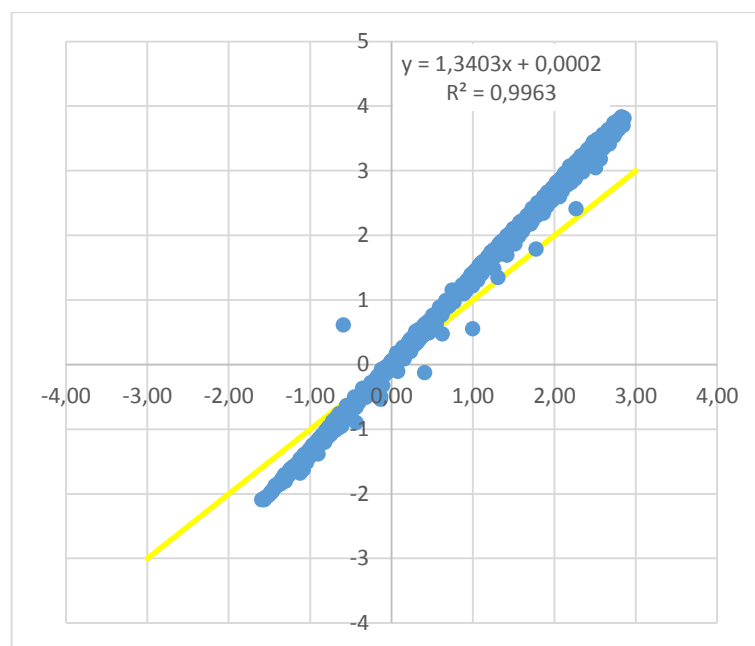


Figura 4.24: Confronto fra dati osservati e computati tramite il modello ARDL ridotto ($p=1$).

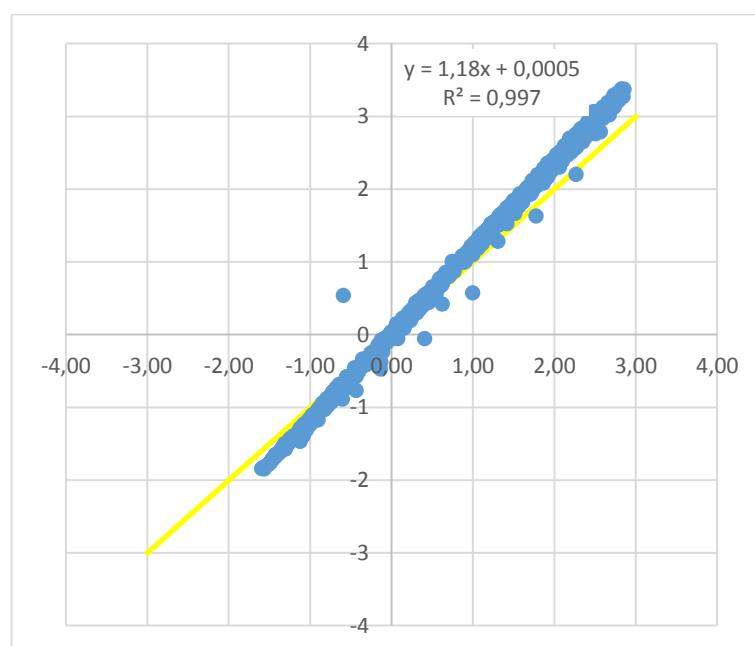


Figura 4.25: Confronto fra dati osservati e computati tramite il modello ARDL ridotto ($p=2$).

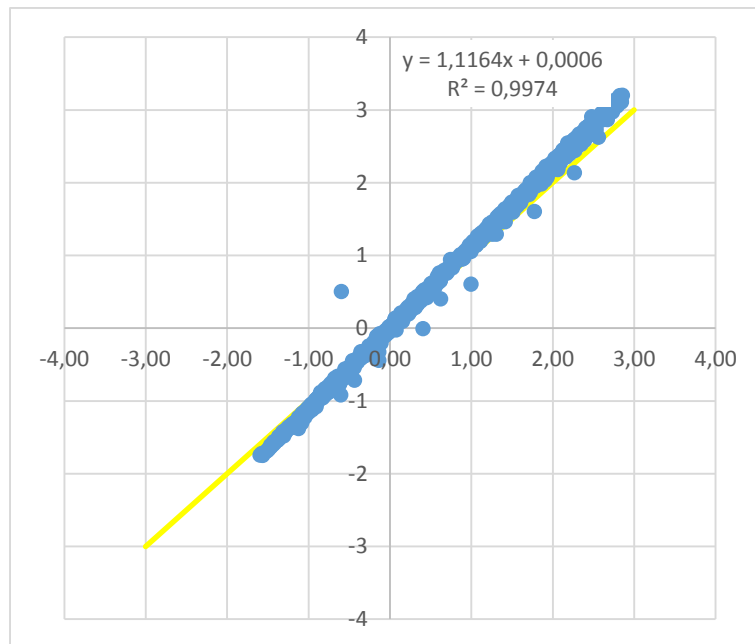


Figura 4.26: Confronto fra dati osservati e computati tramite il modello ARDL ridotto ($p=3$).

Nelle Figure 4.24 - 4.26 sono riportati risultati simili ma conseguenti ad una drastica riduzione di p nel modello ARDL; nello specifico $p=1,2,3$ rispettivamente. Come era logico aspettarsi la riduzione dell'ordine autoregressivo comporta un peggioramento sia in termini di coefficiente angolare sia in termini di R^2 . Tuttavia confrontando le rette di regressione, nei diversi casi, con la bisettrice è possibile affermare che un calo anche drastico dell'ordine p , non influenza eccessivamente la bontà del modello, specialmente per $p=2$ o $p=3$. Quindi, al di là delle indicazioni fornite dal correlogramma, si può ritenere che il modello fornisca previsioni sufficientemente accurate anche nelle forme semplificate che sono state analizzate. Da ciò si evince che il massimo contributo informativo utile a stimare y_t è dato dai valori della variabile stessa verificatisi negli istanti temporali subito precedenti. Quindi la reale persistenza di y , a scala giornaliera, è relativamente bassa.

Si riporta, infine, il confronto tra la serie osservata e la serie computata (tramite modello ARDL completo) sia a scala mensile (Figura 4.27) che a scala giornaliera (Figura 4.28). Tale confronto è realizzato con i valori reali delle serie di livello piezometrico, ottenuti sommando ai dati stazionari la componente di trend e stagionalità.

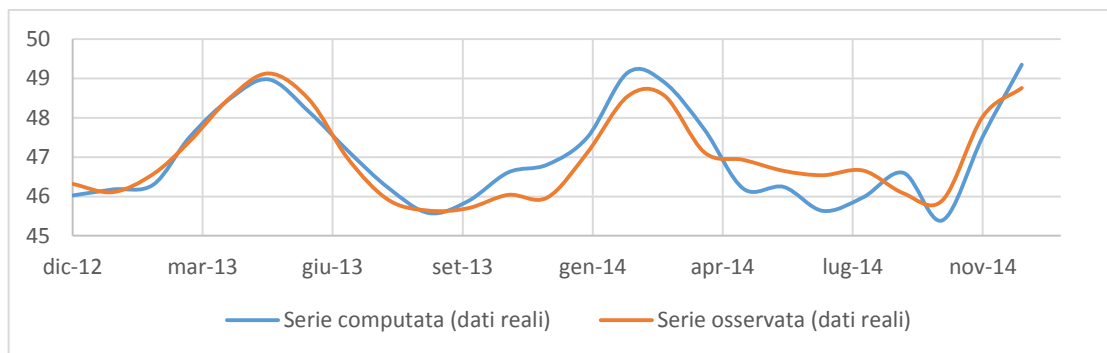


Figura 4.27: Confronto tra serie osservata e serie computata (ARDL completo) a scala mensile: dati reali.

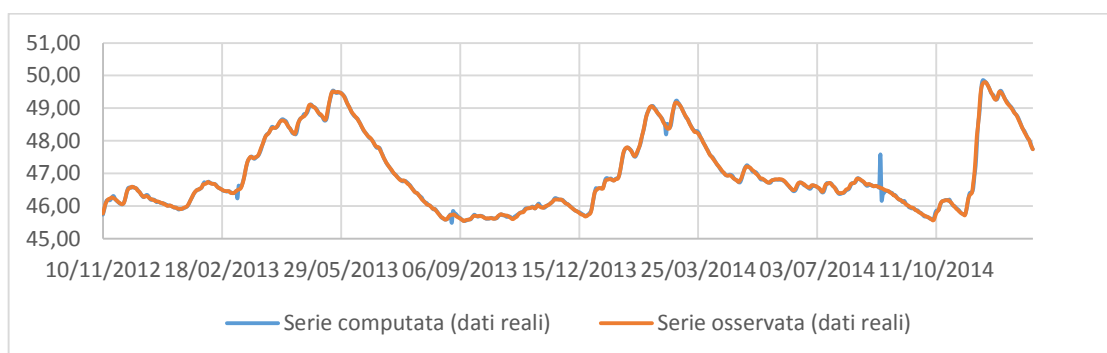


Figura 4.28: Confronto tra la serie osservata a computata (ARDL completo) a scala giornaliera: dati reali.

4.2 Conoide dell'Arda

La serie storica acquisita per il fiume Arda è relativa ai livelli idrometrici misurati presso la stazione Case Bonini; per l'acquifero confinato superiore- conoide Arda, invece, sono state prese in considerazione le misure di soggiacenza rilevate presso la stazione automatica PC27-02. Il periodo di osservazione delle due grandezze è il medesimo del caso della conoide del Trebbia (Gennaio 2012 - Dicembre 2014), per cui la lunghezza di entrambe le serie storiche è pari a 3 anni. Oltre alla validazione delle misure di soggiacenza (Appendice B), è stata verificata preliminarmente la completezza delle serie storiche: si dispone di 1096 dati giornalieri di livello idrometrico e di soggiacenza, ragion per cui le serie osservate possono dirsi entrambe complete. Anche in questo caso, per avere serie tra loro confrontabili si è deciso di esprimere entrambe le

misure in metri sul livello del mare. I dati di livello idrometrico sono stati sommati algebricamente alla quota dello zero idrometrico, posto nel caso specifico a 338,34 m s.l.m; alla quota del piano campagna, pari a 85 m s.l.m, sono stati invece sottratti i valori di soggiacenza, per determinare la quota del carico piezometrico. Si riportano di seguito i dati reali a scala giornaliera e mensile del livello idrometrico e del carico piezometrico (Figure 4.29-4.32).

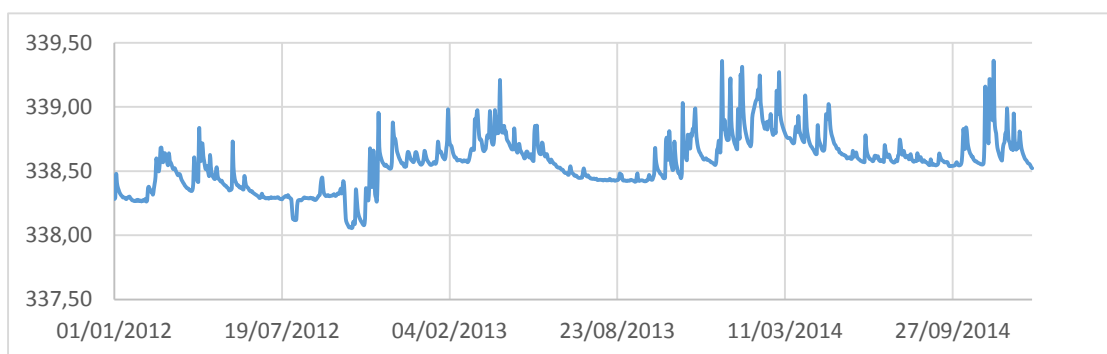


Figura 4.29: Livello idrometrico (m s.l.m.) a scala giornaliera da Gennaio 2012 a Dicembre 2014.

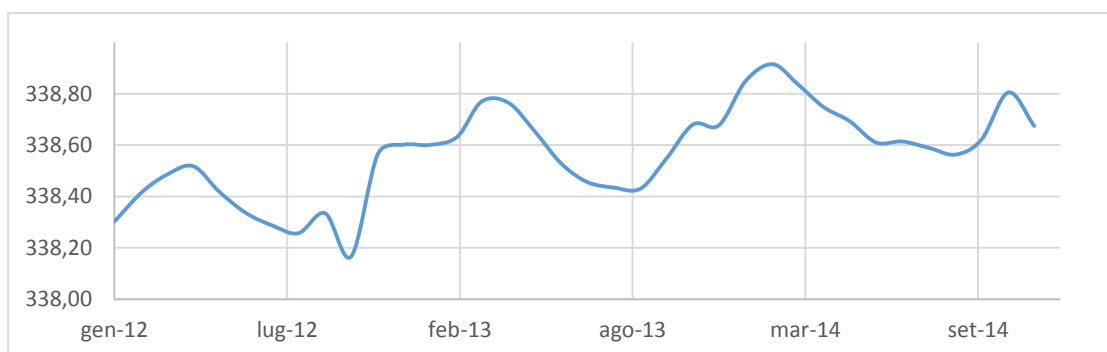


Figura 4.30: Livello idrometrico (m s.l.m.) a scala mensile da Gennaio 2012 a Dicembre 2014.



Figura 4.31: Carico piezometrico (m s.l.m.) a scala giornaliera da Gennaio 2012 a Dicembre 2014.

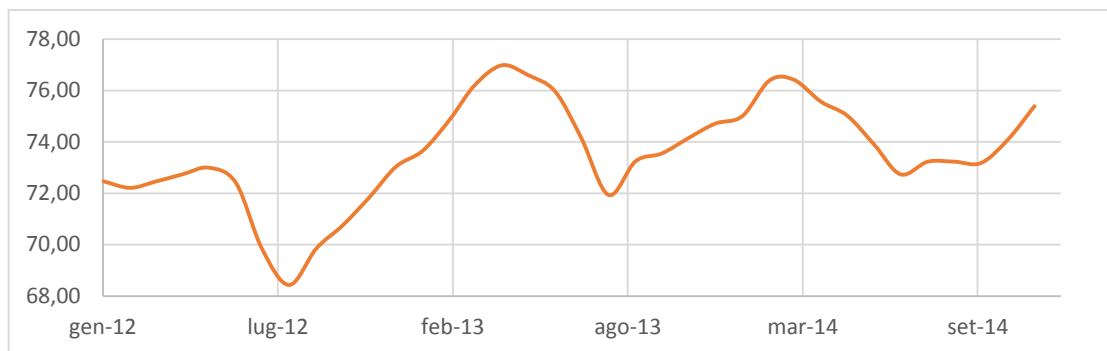


Figura 4.32: Carico piezometrico (m slm) a scala mensile da Gennaio 2012 a Dicembre 2014.

Osservando le serie delle due grandezze, sia a scala giornaliera sia a scala mensile, non si evidenzia un trend significativo di crescita o decrescita, essendo limitato il numero degli anni a disposizione, esattamente come nel caso dell'analisi svolta per la Conoide del Trebbia.

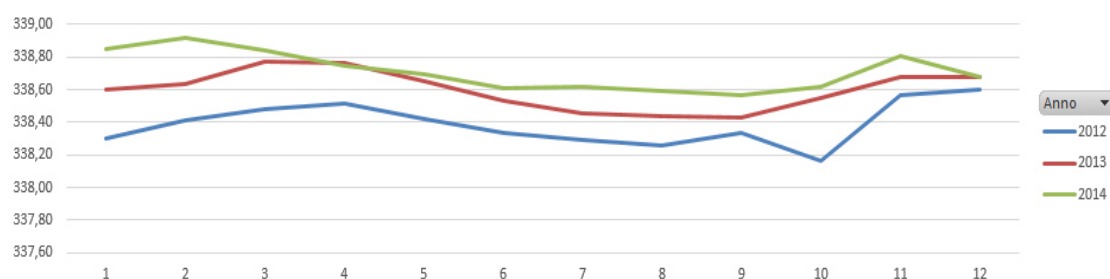


Figura 4.33: Confronto del livello idrometrico (m slm) a scala mensile nel triennio 2012-2014.



Figura 4.34: Confronto del carico piezometrico (m slm) a scala mensile nel triennio 2012-2014.

In Figura 4.33 si mette a confronto l'andamento temporale dei livelli idrometrici nei 3 anni. Ciò che si evince è la presenza di due picchi di massimo e di minimo, per cui la componente stagionale presenta un periodo T pari a 6 mesi, essendo i dati utilizzati a scala mensile. Stesso risultato si otterrebbe anche dal confronto dei dati a scala giornaliera (in

tal caso il periodo corrispondente sarebbe pari a circa 180 giorni). Analizzando la Figura 4.34, relativa all'andamento dei carichi piezometrici a scala mensile, si giunge alle medesime conclusioni riguardo la stagionalità.

4.2.1 Stazionarietà delle serie temporali

La valutazione dell'andamento temporale del livello idrometrico e del livello piezometrico permette di dire che entrambe le serie storiche y_t e x_t non sono stazionarie per cui, prima di procedere all'identificazione del processo generatore della serie y_t , è necessario rendere le serie stazionarie. Si riportano di seguito le serie stazionarie a scala mensile e giornaliera del livello idrometrico e del livello piezometrico ottenute attraverso l'ausilio del codice MATLAB, descritto nel paragrafo 4.1.1, (rispettivamente Figura 4.38, Figura 4.39, Figura 4.40 e Figura 4.41).

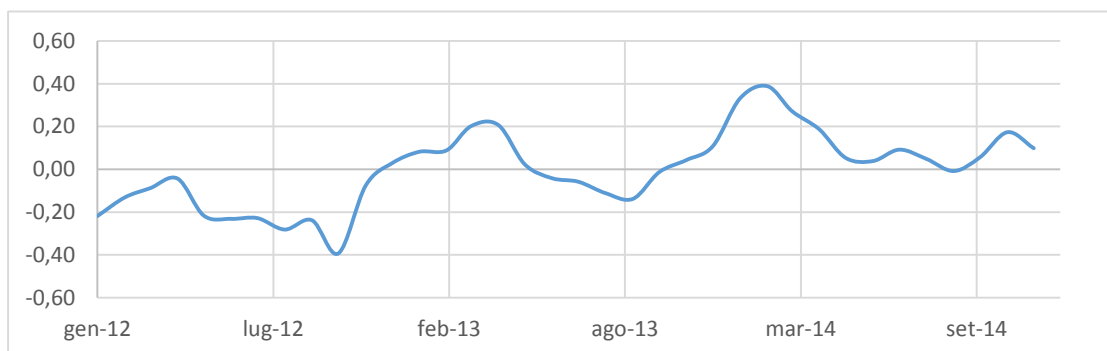


Figura 4.35: Serie stazionaria a scala mensile - Livello idrometrico

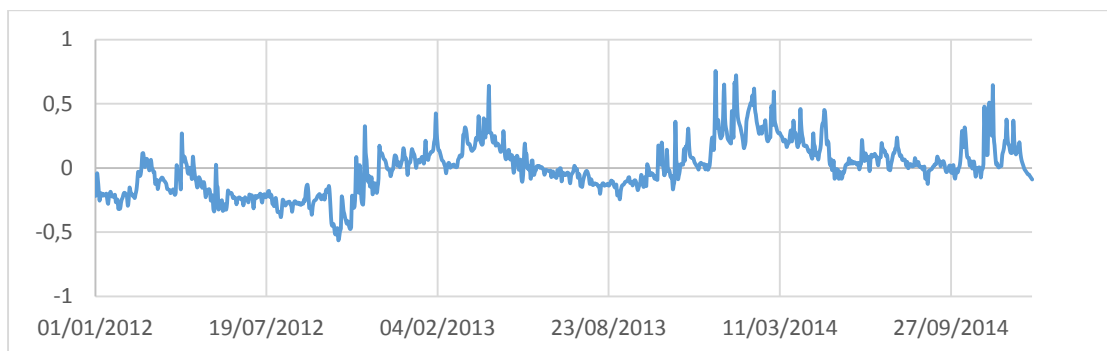


Figura 4.36: Serie stazionaria a scala giornaliera - Livello idrometrico

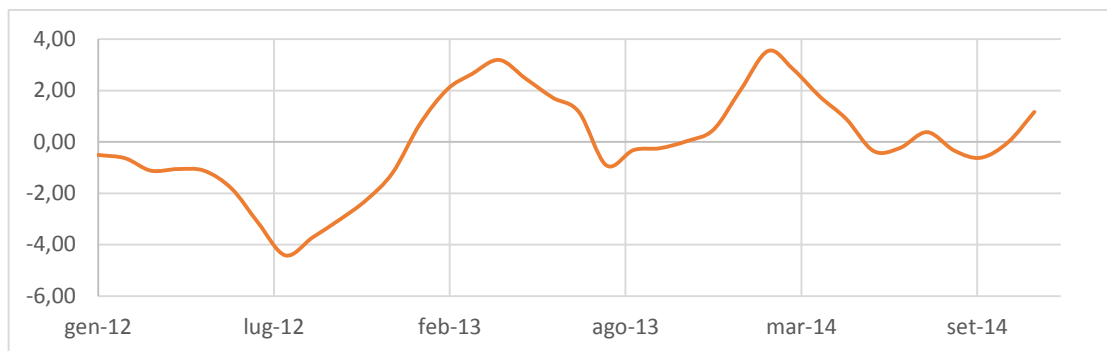


Figura 4.37: Serie stazionaria a scala mensile - Livello piezometrico

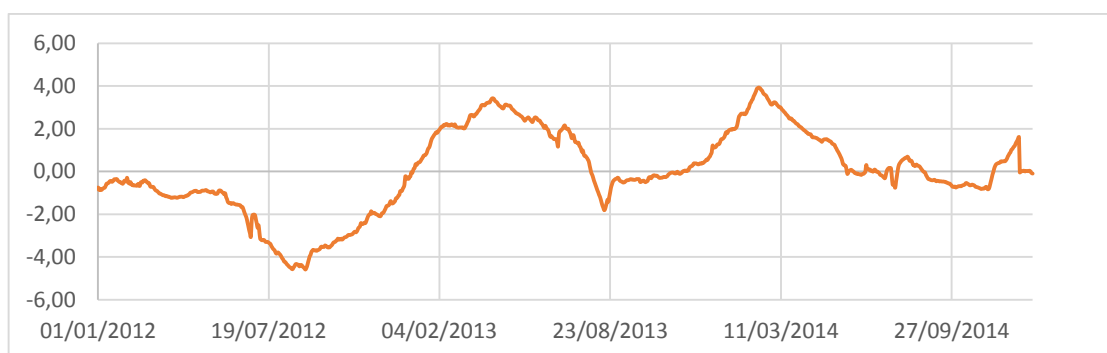


Figura 4.38: Serie stazionaria a scala giornaliera - Livello piezometrico

4.2.2 Stima del tempo di ritardo tra le serie temporali

Anche per questo secondo caso studio si è utilizzato un codice MATLAB (paragrafo 4.1.2) per la stima di T_r a partire dai dati a scala giornaliera. Il valore ottenuto è, come per la Conoide Trebbia, ~ 10 giorni. Figura 4.39 e Figura 4.40 riportano congiuntamente le serie stazionarie giornaliere prima e dopo aver operato la traslazione di quella piezometrica.

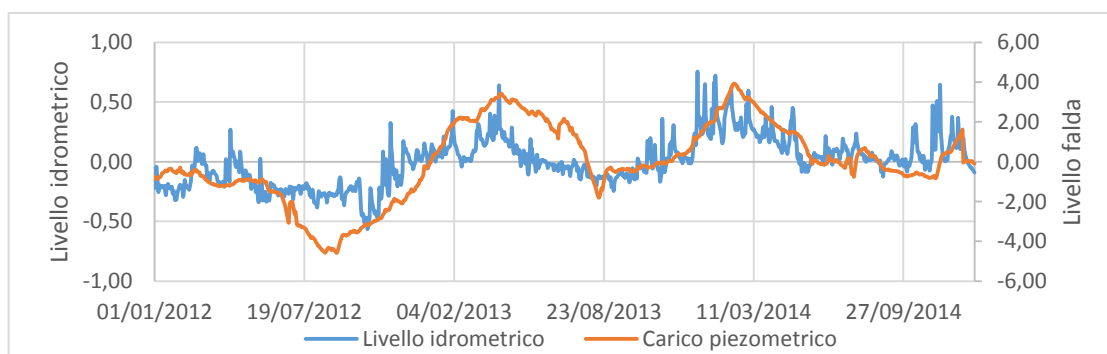


Figura 4.39: Serie stazionarie giornaliere originali (sulle ascisse t in giorni dal 1/1/2012).

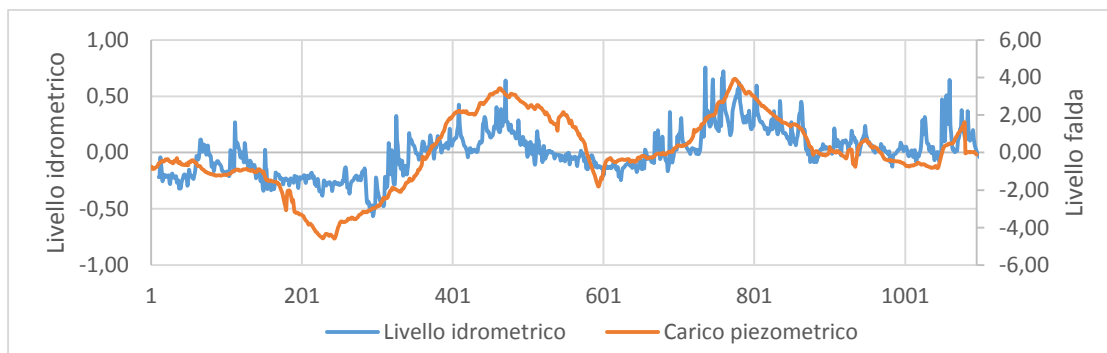


Figura 4.40: Serie stazionarie giornaliere con serie piezometrica traslata di T_r (sulle ascisse t in giorni dal 1/1/2012).

4.2.3 Stima dell'ordine autoregressivo

Per la stima dell'ordine p della parte autoregressiva del modello ARDL è stato utilizzato il correlogramma. Per i dati a scala mensile il grafico è stato riprodotto su un foglio di calcolo Excel, essendo il numero dei dati esiguo. L'ordine p stimato è pari a 4, a cui corrisponde un coefficiente R pari a 0,14. In Figura 4.41 si riportano una tabella riassuntiva dei coefficienti di correlazione calcolati ed il correlogramma ottenuto.

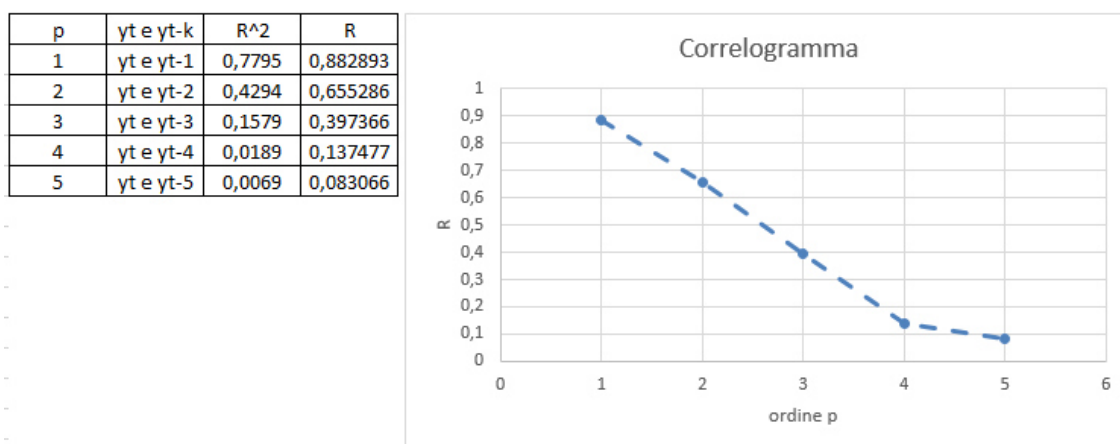


Figura 4.41: Tabella dei coefficienti di correlazione R^2 e correlogramma dei dati a scala mensile

Per i dati a scala giornaliera è stato utilizzato il codice MATLAB descritto nel paragrafo 4.1.3. Il valore di p restituito è pari a 86; in Figura 4.42 si riporta il correlogramma ottenuto.

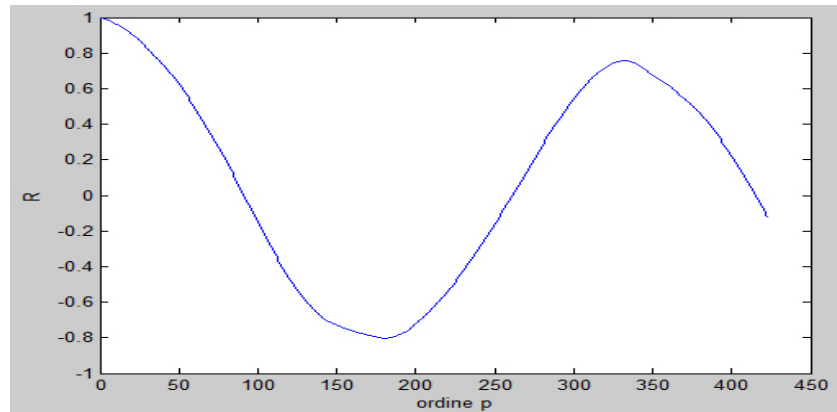


Figura 4.42: Correlogramma relativo alla serie stazionaria di livello piezometrico a scala giornaliera

4.2.4 Stima dei coefficienti del modello ARDL e determinazione del Lag

Una volta stimato l'ordine p , si è proceduto con il calcolo dei coefficienti del modello e la determinazione del ritardo q tra le due serie temporali considerate (Lag). Anche in questo caso si è adoperato lo script descritto nel paragrafo 4.1.4. Sono state caricate 28 osservazioni di livello piezometrico (a partire da Settembre 2012) e 30 osservazioni di livello idrometrico (a partire da Luglio 2012). Si è scelto di non utilizzare tutti i dati mensili a disposizione per poter avere un set di dati con il quale eseguire la validazione. Inoltre è stato settato l'intervallo $[1,4]$ come range di possibile variazione di q . Si riportano in Tabella 4.3 gli output del codice.

q	AIC	α	β_0	β_1	β_2	β_3	ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3	ϕ_4
3	-0,98	0,2163	3,6494	0,6689	-0,9328	-1,1558	0,7009	-0,0677	0,2175	-0,2511

Tabella 4.3: Output codice MATLAB: Lag e coefficienti del modello ARDL. Analisi riferita ai dati a scala mensile.

Il codice utilizzato per la stima dei coefficienti e la determinazione del Lag a scala giornaliera è il medesimo. In questo caso il numero di osservazioni introdotto nel codice è sensibilmente più elevato: 846

osservazioni di livello piezometrico (a partire dal 7 Settembre 2012) e 912 osservazioni di livello idrometrico (a partire dal 2 Luglio 2012). Riguardo a q è stato fissato un range plausibile di variazione compreso tra 2 e 60. In Tabella 4.4 si riportano i risultati ottenuti.

T_r	9	ϕ_{20}	0,0858	ϕ_{50}	0,0471	ϕ_{80}	-0,0773
ρ	86	ϕ_{21}	-0,0213	ϕ_{51}	-0,0484	ϕ_{81}	0,0229
q	5	ϕ_{22}	-0,0797	ϕ_{52}	0,0762	ϕ_{82}	0,0077
AIC	-4,86	ϕ_{23}	0,0645	ϕ_{53}	-0,0097	ϕ_{83}	0,0291
α	0,0044	ϕ_{24}	-0,0032	ϕ_{54}	-0,006	ϕ_{84}	-0,0169
β_0	0,1148	ϕ_{25}	-0,0224	ϕ_{55}	0,0154	ϕ_{85}	0,023
β_1	0,0527	ϕ_{26}	-0,0088	ϕ_{56}	-0,0187	ϕ_{86}	-0,0346
β_2	0,0078	ϕ_{27}	-0,008	ϕ_{57}	-0,0542		
β_3	-0,0199	ϕ_{28}	0,0196	ϕ_{58}	0,001		
β_4	-0,0305	ϕ_{29}	0,0175	ϕ_{59}	0,0888		
β_5	-0,0238	ϕ_{30}	-0,0543	ϕ_{60}	-0,0593		
ϕ_1	1,1498	ϕ_{31}	0,0381	ϕ_{61}	0,0682		
ϕ_2	-0,1108	ϕ_{32}	-0,0464	ϕ_{62}	-0,0871		
ϕ_3	0,0399	ϕ_{33}	0,0476	ϕ_{63}	0,0007		
ϕ_4	-0,0702	ϕ_{34}	-0,0611	ϕ_{64}	0,0207		
ϕ_5	0,0091	ϕ_{35}	0,0294	ϕ_{65}	-0,0409		
ϕ_6	-0,0035	ϕ_{36}	0,0145	ϕ_{66}	0,0511		
ϕ_7	-0,0423	ϕ_{37}	0,0729	ϕ_{67}	-0,0023		
ϕ_8	-0,0272	ϕ_{38}	-0,0181	ϕ_{68}	-0,0274		
ϕ_9	0,0961	ϕ_{39}	0,0127	ϕ_{69}	0,0881		
ϕ_{10}	-0,0482	ϕ_{40}	-0,1015	ϕ_{70}	-0,1083		
ϕ_{11}	0,0216	ϕ_{41}	0,0383	ϕ_{71}	0,0745		
ϕ_{12}	-0,0275	ϕ_{42}	0,0163	ϕ_{72}	-0,0918		
ϕ_{13}	0,0206	ϕ_{43}	0,0096	ϕ_{73}	0,0689		
ϕ_{14}	-0,0434	ϕ_{44}	-0,0016	ϕ_{74}	-0,0358		
ϕ_{15}	0,0116	ϕ_{45}	-0,0038	ϕ_{75}	0,0856		
ϕ_{16}	0,0245	ϕ_{46}	0,0059	ϕ_{76}	-0,1067		
ϕ_{17}	0,0005	ϕ_{47}	-0,0583	ϕ_{77}	0,0747		
ϕ_{18}	-0,0278	ϕ_{48}	0,0756	ϕ_{78}	-0,0659		
ϕ_{19}	-0,0124	ϕ_{49}	-0,0697	ϕ_{79}	0,0806		

Tabella 4.4: Output codice MATLAB: Lag e coefficienti del modello ARDL. Analisi riferita ai dati a scala giornaliera.

4.2.5 Test sui residui e validazione

Il test di normalità sui residui è stato condotto, come per il caso studio precedente, sia per l'analisi a scala mensile (Figura 4.43) che per quella a scala giornaliera (Figura 4.44).

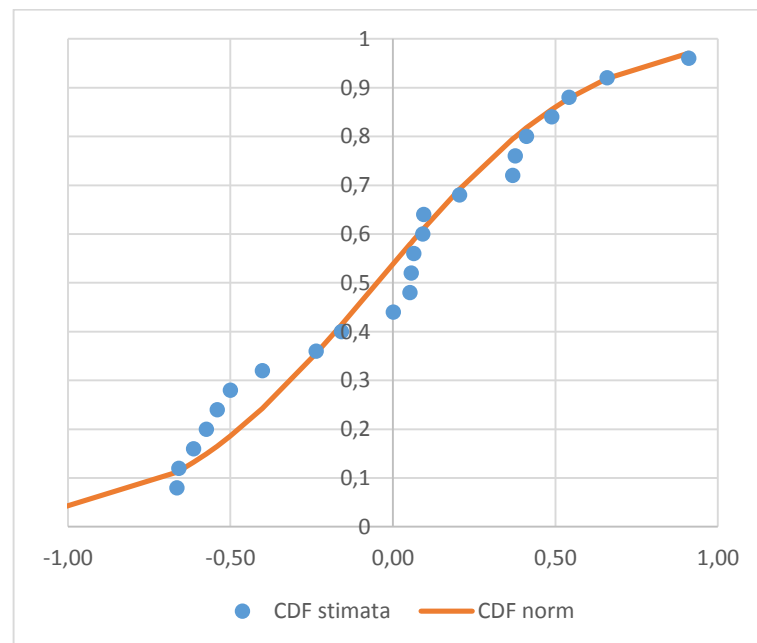


Figura 4.43: Confronto tra CDF dei residui stimata e normale (analisi a scala mensile)

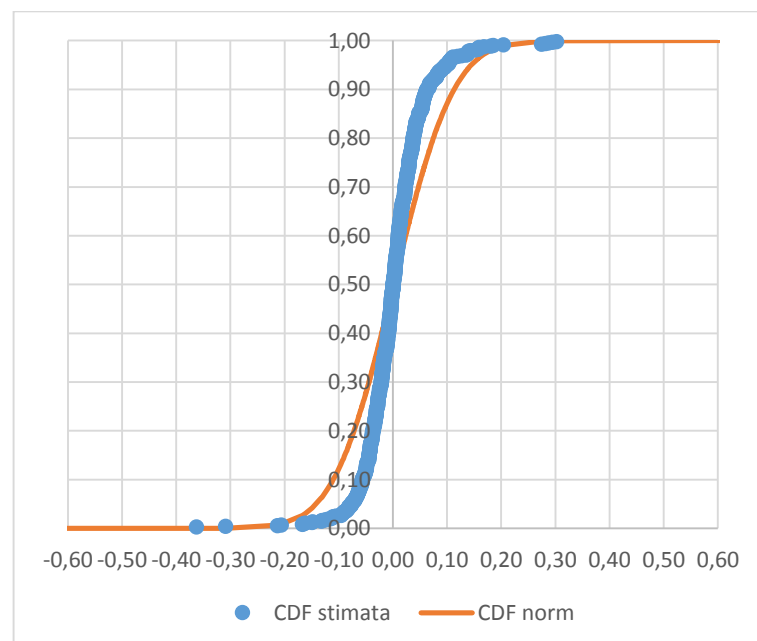


Figura 4.44: Confronto tra CDF dei residui stimata e normale (analisi a scala giornaliera)

I risultati ottenuti sono stati ritenuti soddisfacenti, in quanto la distribuzione dei residui, in entrambi i casi, sembra approssimare con accettabile accuratezza la corrispondente distribuzione normale.

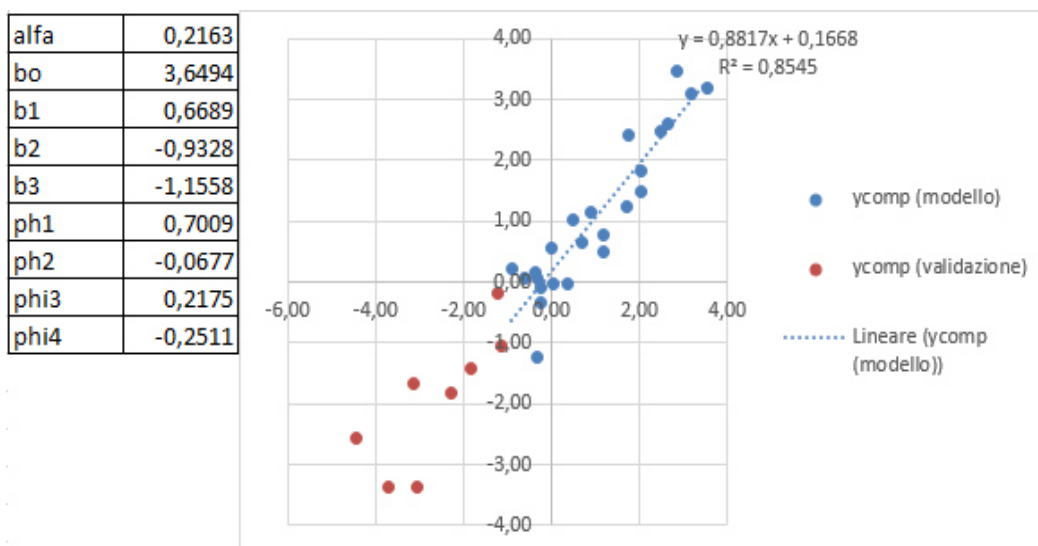


Figura 4.45: Coefficienti del modello calibrato su 24 delle 32 osservazioni disponibili. Confronto tra i valori della variabile y calcolati tramite modello ARDL e osservati: (i) in blu è riportato il confronto per il sottoinsieme utilizzato per la calibrazione; (ii) in rosso è riportato il confronto per il sottoinsieme utilizzato per la validazione.

La verifica della robustezza del modello è stata fatta solo per l'analisi condotta a scala mensile. Inizialmente, il calcolo dei coefficienti è stato condotto utilizzando 24 osservazioni di carico piezometrico, sulle 32 a disposizione; le restanti 8 (25%) sono state impiegate per la validazione. In Figura 4.45 si riporta una tabella recante i coefficienti del modello (vedi Tabella 4.3); il grafico mostra (i) in blu, l'andamento delle y computate tramite modello, rispetto a quelle osservate ed utilizzate in fase di calibrazione, e (ii) in rosso, l'andamento delle y computate tramite modello, rispetto a quelle osservate ed utilizzate a scopo di validazione. Si noti che la retta di regressione rappresentata in Figura è calcolata soltanto a partire dai punti associati alle osservazioni utilizzate in fase di calibrazione del modello. E' possibile osservare la bontà dell'approssimazione fornita dal modello, considerando che i punti si

dispongono, con dispersione contenuta ($R^2 = 0,8545$), attorno alla retta di regressione (coefficiente angolare prossimo a 0,9). La bontà della previsione del modello appare comunque inferiore rispetto al caso studio relativo alla Conoide Trebbia.

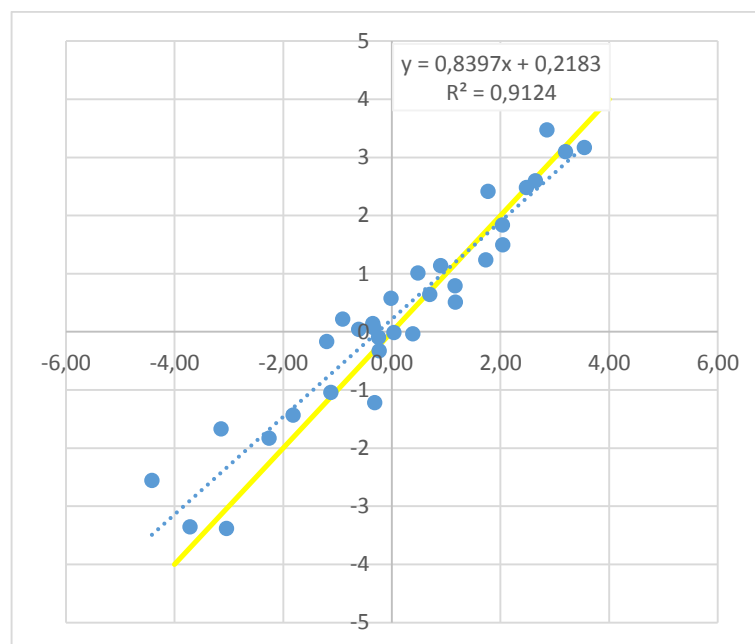


Figura 4.46: Confronto tra l'andamento della bisettrice e quello della retta di regressione definita a partire sia dai punti associati alle osservazioni utilizzate per la calibrazione, che dai punti associati alle osservazioni utilizzate per la validazione.

In Figura 4.46, si riporta la retta regressione calcolata a partire dall'intero set di punti, ovvero sia da quelli associati alle osservazioni utilizzate in fase di calibrazione che da quelli associati alle osservazioni utilizzate in fase di validazione. Anche in questo caso, i risultati testimoniano una sufficiente accuratezza seppur inferiore a quella ottenuta per il precedente caso studio.

Successivamente il modello è stato calibrato con 20 dati, mentre i restanti 12 sono stati utilizzati per la validazione (oltre il 37% dei dati a disposizione). In Figura 4.47 e 4.48 si riportano i risultati ottenuti. Dal confronto con le Figure 4.45 e 4.46 si individua un peggioramento in termini di accuratezza della stima che, ad ogni modo si mantiene apprezzabile considerando l'alta percentuale di punti riservati alla fase di

validazione. Conseguentemente il modello ARDL si può ritenere robusto anche in questo secondo caso studio.

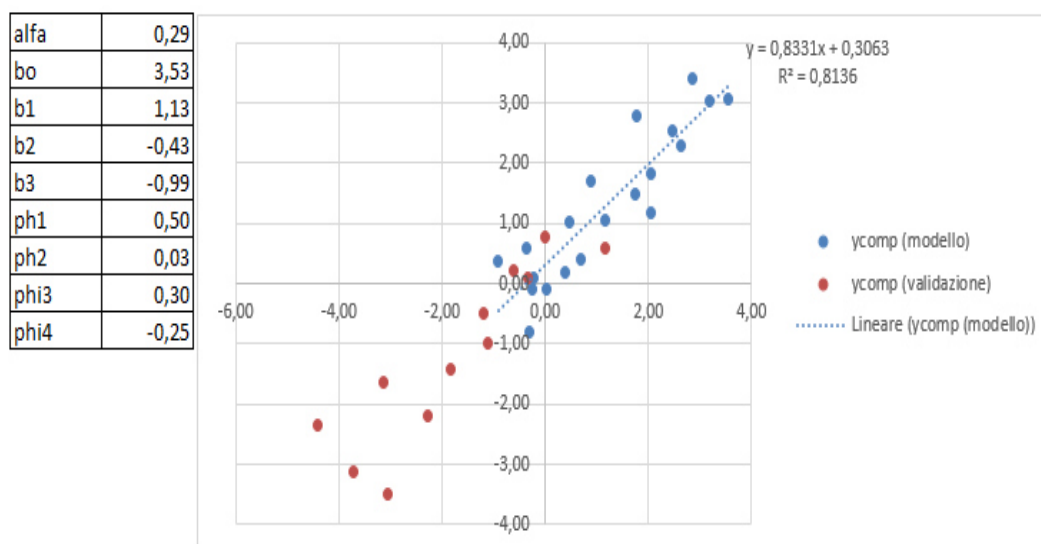


Figura 4.47: Coefficienti del modello calibrato su 20 delle 32 osservazioni disponibili. Confronto tra i valori della variabile y calcolati tramite modello ARDL e osservati: (i) in blu è riportato il confronto per il sottoinsieme utilizzato per la calibrazione; (ii) in rosso è riportato il confronto per il sottoinsieme utilizzato per la validazione.

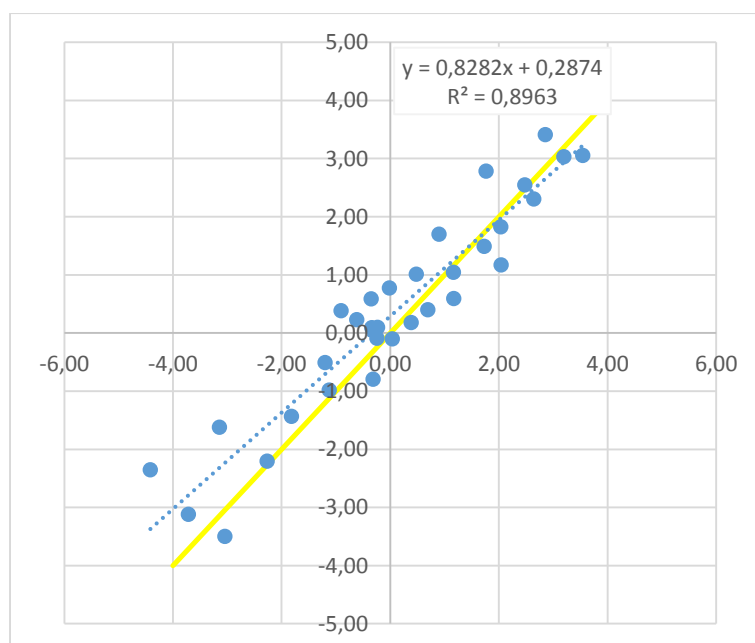


Figura 4.48: Confronto tra l'andamento della bisettrice e quello della retta di regressione definita a partire sia dai punti associati alle osservazioni utilizzate per la calibrazione, che dai punti associati alle osservazioni utilizzate per la validazione.

Si riporta infine un confronto tra la serie osservata e la serie computata a scala mensile (Figura 4.47) e a scala giornaliera (Figura 4.48). I dati utilizzati sono i valori reali delle serie, ottenuti sommando ai dati stazionari le componenti di trend e stagionalità.

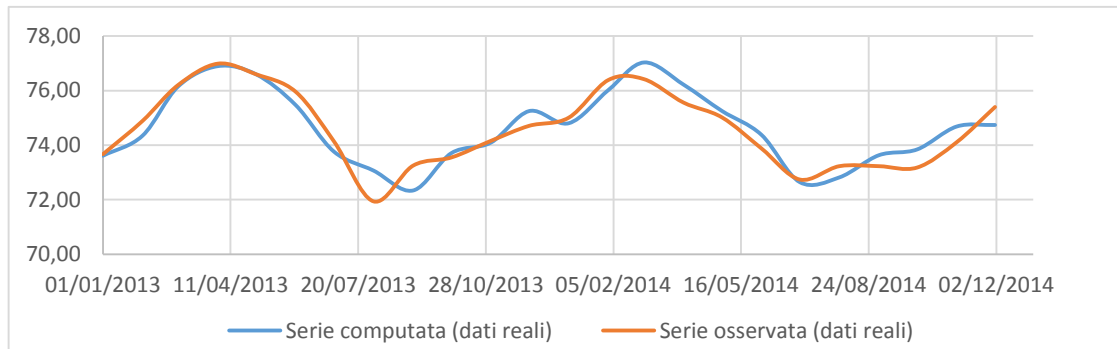


Figura 4.47: Confronto tra serie osservata e serie computata (ARDL completo) a scala mensile: dati reali.

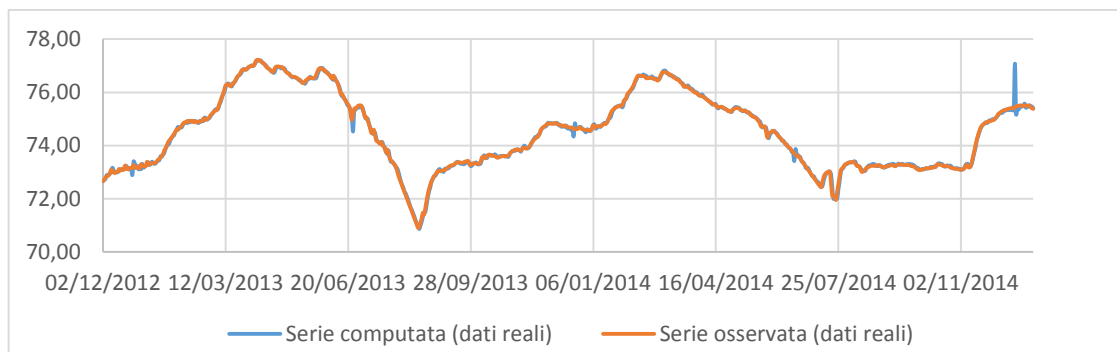


Figura 4.48: Confronto tra serie osservata e serie computata (ARDL completo) a scala giornaliera: dati reali.

5. CONCLUSIONI

La risorsa idrica sotterranea, principale riserva di acqua dolce nel mondo, è una risorsa preziosa che deve essere tutelata da politiche di consumo non controllato capaci di alterarne l'equilibrio quali-quantitativo. Sia a livello comunitario, sia a livello nazionale, tale importanza è testimoniata dalle normative che richiedono il raggiungimento dello stato di "buono" per ciascun corpo idrico appartenente al patrimonio idrico europeo entro Dicembre 2015.

Nella Regione Emilia-Romagna, la zona delle conoidi ha una valenza strategica essendo la principale fonte di approvvigionamento idropotabile per le utenze civili, oltre che sostegno per le attività industriali ed agricole. All'interno di questo contesto ci si è soffermati sulla provincia di Piacenza, scegliendo come aree di studio le Conoidi del Trebbia e dell'Arda, per valutare le dinamiche di ricarica naturale attraverso l'identificazione della relazione che intercorre fra (i) l'entità dei deflussi superficiali riferiti ai corsi idrici che alimentano le conoidi, e (ii) il livello piezometrico nei rispettivi acquiferi. In particolare, per acquisire dati piezometrici dettagliati, sono stati presi a riferimento due pozzi della rete di monitoraggio ad alta frequenza, in quanto caratterizzati dalla disponibilità di dati in continuo per il triennio 2012-2014.

L'analisi è stata condotta applicando il modello Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL) secondo cui il valore attuale della variabile dipendente, ovvero il carico piezometrico dell'acquifero ad un certo istante temporale, dipende (i) da un certo numero di valori assunti dalla variabile stessa ad istanti precedenti (sintomo di persistenza), (ii) dal valore attuale della variabile indipendente, ovvero il livello idrometrico nel corso d'acqua superficiale, e (iii) da un certo numero di valori assunti dalla variabile indipendente ad istanti precedenti (sintomo di un effetto di ritardo o lag). Per entrambi i casi studio (Conoide Trebbia e Arda) l'analisi è stata condotta sia a partire da serie temporali costituite da osservazioni a scala giornaliera, sia da serie di dati medi mensili. In

entrambi i casi, per poter applicare il modello ARDL, le serie sono state preliminarmente rese stazionarie.

L'analisi della persistenza si è basata sulla definizione delle autocorrelazioni esistenti fra i valori assunti dal carico piezometrico. A scala mensile la persistenza è risultata pari a (i) 3 mesi per la Conoide Trebbia, e (ii) 4 mesi per la Conoide Arda. Da notare come però l'autocorrelazione sia effettivamente rilevante quando le osservazioni di carico piezometrico sono consequenziali; i contributi dovuti ai valori assunti nei mesi precedenti sono sensibilmente ridotti. Ciò testimonia un certo grado di dinamismo del sistema attribuibile ad entrambe le Conoidi. A tale conclusione ha portato anche l'analisi svolta a scala giornaliera, in cui si è osservata una persistenza teorica piuttosto elevata (60 e 90 giorni circa), ma una persistenza effettiva alquanto ridotta (dell'ordine di qualche giorno).

D'altra parte la Conoide Trebbia è caratterizzata da un acquifero libero, mentre quella dell'Arda da un semi-confinato superiore. In entrambi i casi i corpi idrici sotterranei vengono alimentati direttamente dagli apporti superficiali nella zona di conoide in cui ricadono le stazioni piezometriche considerate. In linea con queste considerazioni è la stima del tempo di ritardo fra le serie temporali idrometrica e piezometrica che è stato valutato dell'ordine della decina di giorni. Tale stima coincide con il lag che si ottiene in fase di calibrazione del modello ARDL a scala giornaliera. I dati medi mensili contengono ovviamente un'informazione integrata di natura differente. In questo caso, il livello di falda risulta influenzato dagli apporti di ricarica naturale fino ad 1 o 3 mesi precedenti, per la Conoide del Trebbia e dell'Arda rispettivamente.

Alla luce dei risultati raggiunti, non è stata osservata una differenza rilevante tra i due casi studio. Quindi, anche nel caso dell'acquifero confinato superiore, l'impatto della ricarica naturale è quasi assimilabile a quello dell'acquifero libero ed entrambi risultano fortemente correlati agli apporti idrici superficiali.

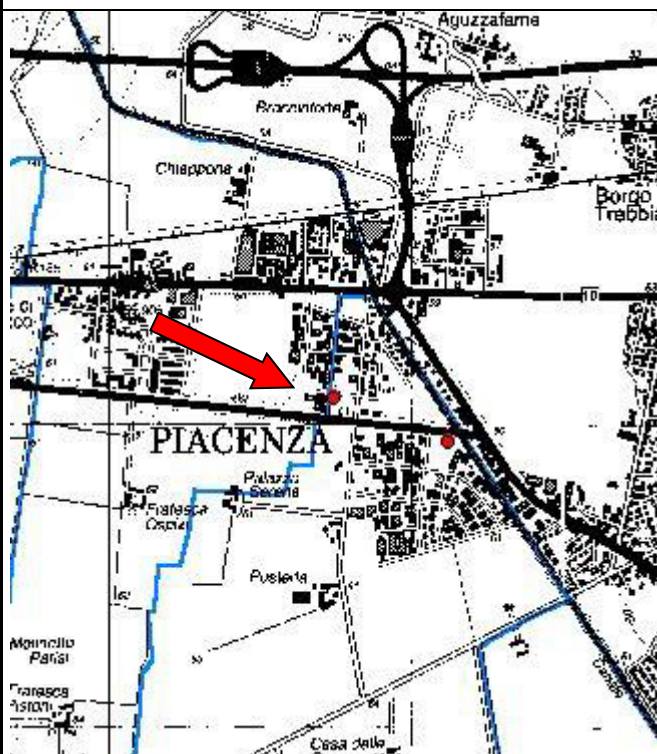
In prospettiva futura il lavoro potrebbe essere esteso introducendo nell'analisi ulteriori variabili che, ad esempio, diano testimonianza dell'attività antropica presente nelle aree di studio. Questo potrebbe essere utile ai fini della verifica degli effetti dovuti ai prelievi e conseguentemente alla loro gestione. Potrebbe rivelarsi interessante, a tal scopo, analizzare i dati suddividendoli nei diversi periodi dell'anno.

Da un punto di vista modellistico, l'applicazione del modello ARDL, di natura lineare, ha restituito risultati particolarmente accurati e robusti, e presumibilmente, l'approccio proposto potrebbe essere impiegato a scopo previsionale. D'altra parte sarebbe interessante applicare alle serie temporali esaminate anche modelli di tipo non lineare, per osservare se tali modelli sono in grado di cogliere ulteriori dinamiche legate ai processi in gioco.

APPENDICE A

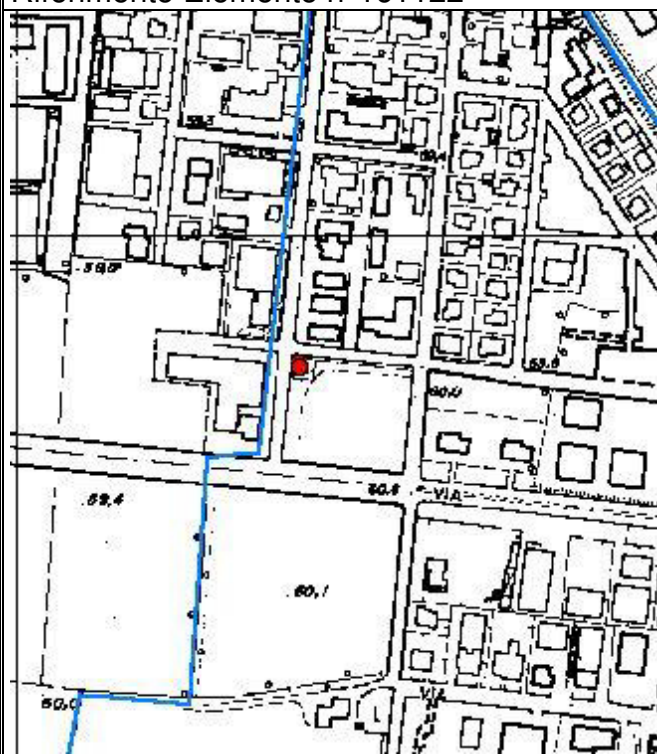
		ACQUE SOTTERRANEE RETE DI PRIMO GRADO aggiornamento 2008		CODICE POZZO PC56-03	
		TIPO DI MISURA ☒ PIEZOMETRIA ☐ CHIMISMO			
UBICAZIONE			PROPRIETÀ		
Provincia PIACENZA Comune PIACENZA					
INFORMAZIONI					
Profondità			M 94		
Quota del piano di campagna (m)			M 59.6		
Quota del punto di riferimento piezometrico rispetto al pc			M 59.6		
Uso del pozzo			CIVILE		
Presenza di contatore			X SI ☐ NO		
Anno di perforazione o sfondamento			1965		
Ditta perforatrice			MAGNANI SILVIO		
Stratigrafia			X SI ☐ NO		
Posizione dei filtri			M 72-88; 90-94		
Prelievo presunto			m³/anno attivo come pozzo-spia		
Potenza pompa			dal 2002 (NO3 60 mg/l)		
			Kwat/h 16		
SONDA AUTOMATICA			ICONOGRAFIA PUNTO DI CAMPIONAMENTO		
					
				CODICE POZZO PC56-03	

CARTOGRAFIA 1:25000



CARTOGRAFIA 1:5000

Riferimento Elemento n°161122



NOTE

Escluso dalla rete acquedottistica per superamento limiti nitrati nel 2002; da allora attivo come pozzo-spia; sonda automatica dal 2008 per misure di piezometria (rete piezometrica ad alta frequenza). Corrisponde al pozzo ASM P004.

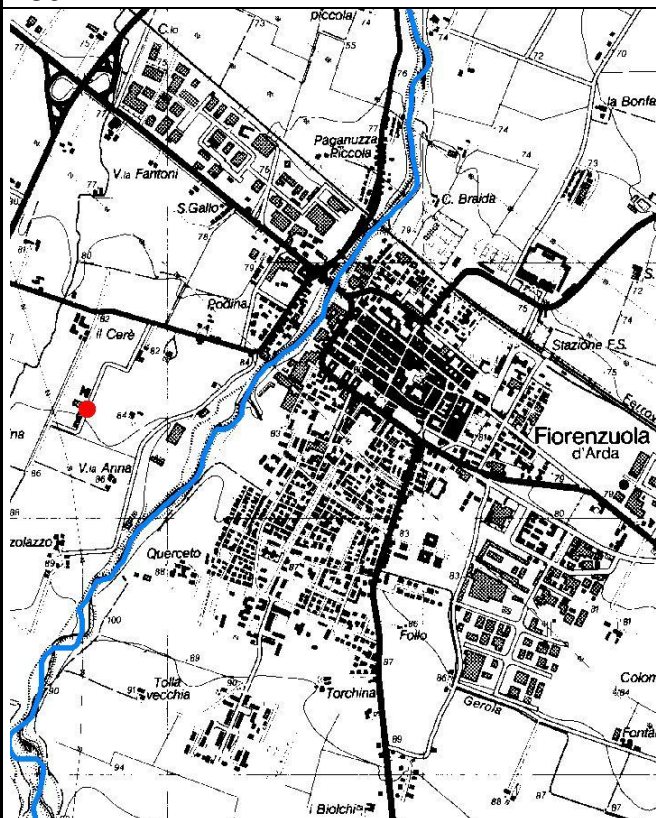
ACQUE SOTTERRANEE RETE DI PRIMO GRADO aggiornamento 2008		CODICE POZZO PC27-02 TIPO DI MISURA ☒ PIEZOMETRIA ☒ CHIMISMO
UBICAZIONE Provincia PIACENZA Comune FIORENZUOLA	PROPRIETÀ	
Profondità Quota del piano di campagna (m) Quota del punto di riferimento piezometrico rispetto al pc Uso del pozzo Presenza di contatore Anno di perforazione o sfondamento Ditta perforatrice Stratigrafia Posizione dei filtri Prelievo presunto Potenza pompe (n°2)		m 120,0 m 85,0 m (85,0-1,12)= 83,88 m IRRIGUO E CIVILE ☐ SI ☒ NO 1988 VILLA ☒ SI ☐ NO m 48-51; 54-55; 113-114 m³/anno Kwatt 47 (35 CV) pompa grande; Kwatt 7 (5,5 CV) pompa piccola
PIANTA E PROSPETTO	ICONOGRAFIA PUNTO DI CAMPIONAMENTO	

ACQUE SOTTERRANEE
RETE DI PRIMO GRADO
aggiornamento 2008

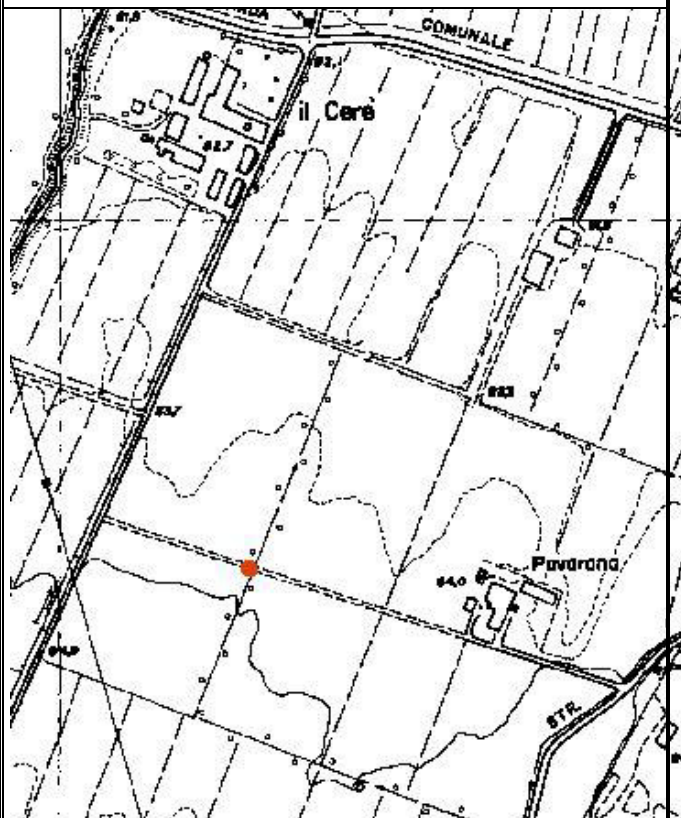
CODICE POZZO PC27-02

TIPO DI MISURA
X PIEZOMETRIA
X CHIMISMO

CARTOGRAFIA 1:25000
180NE



CARTOGRAFIA 1:5000
Riferimento Elemento n°180071



NOTE

Piezometria semestrale
Parzialmente semplificato
La misura del livello dinamico richiede l'attivazione della pompa grossa (45 l/sec) che manda l'acqua direttamente al campo, e l'esclusione di quella piccola, che alimenta normalmente il serbatoio.

APPENDICE B

B.1 Ambiente Dexter e acquisizione delle serie temporali

Per accedere a Dexter è necessario avere uno username ed una password che possono essere richiesti ad Arpa-SIM (sito web http://www.arpa.emr.it/dettaglio_generale.asp?id=3284&idlivello=1625).

Durante l'attività di tirocinio tali credenziali sono state fornite dal referente della struttura ospitante. Soddisfatti i requisiti di accesso compare a monitor un pannello di selezione:

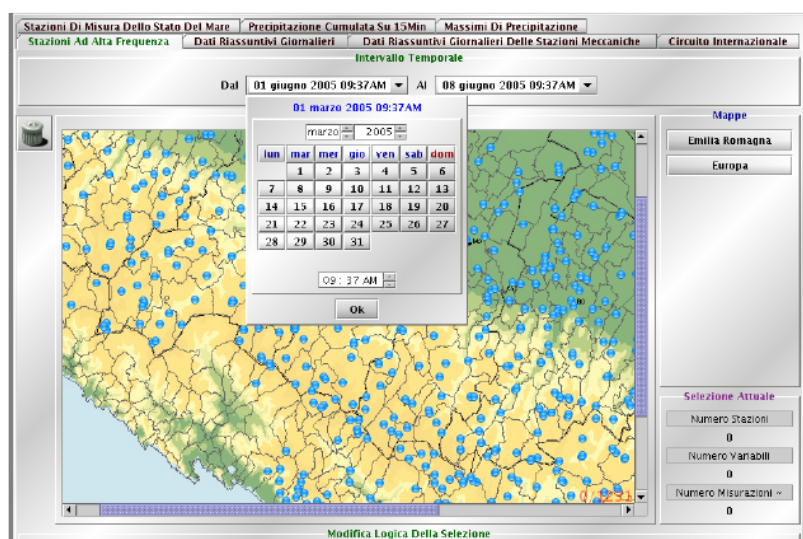


Figura 1.1: Pannello iniziale di selezione

Nella parte superiore sono indicati i raggruppamenti delle stazioni visibili all'utente. Cliccando su una linguetta specifica si attiva la visualizzazione di quel raggruppamento. Questo permette di selezionare solo le stazioni e le variabili appartenenti al raggruppamento corrente, nel periodo temporale desiderato. Nel caso specifico si è operato nella scheda "Stazioni ad Alta Frequenza" che individua le stazioni accumulate da un periodo di misurazione uguale o inferiore all'ora.

I concetti fondamentali in Dexter sono le stazioni e le variabili. Ogni stazione è dotata di una scheda descrittiva riportante le caratteristiche principali (Figura 1.2).

Figura 1.2: Scheda di descrizione sintetica della stazione

Nel pannello iniziale l'utente può effettuare due selezioni. La prima è l'intervallo temporale: attraverso due tendine è possibile selezionare nel calendario gli estremi della finestra temporale che si intende interrogare. I dati acquisiti durante l'attività di monitoraggio sono quelli inerenti ai periodi di misura Gennaio 2012-Novembre 2014. E' data la possibilità di scegliere l'orario degli estremi dell'intervallo mentre il formato utilizzato è quello americano AM/PM e l'ora è espressa nel fuso orario del profilo utente.

Figura 1.3: Pannello di selezione dell'intervallo temporale

La seconda selezione riguarda le stazioni e le variabili. Essa può avvenire mediante la consultazione della cartina geografica oppure attraverso una logica di selezione che procede per caratteristiche comuni.

Nel primo caso ogni stazione è individuata sulla cartina da un pallino che inizialmente è di colore azzurro ma che diventa verde nel momento in cui si sceglie almeno una variabile misurata in quella stazione.

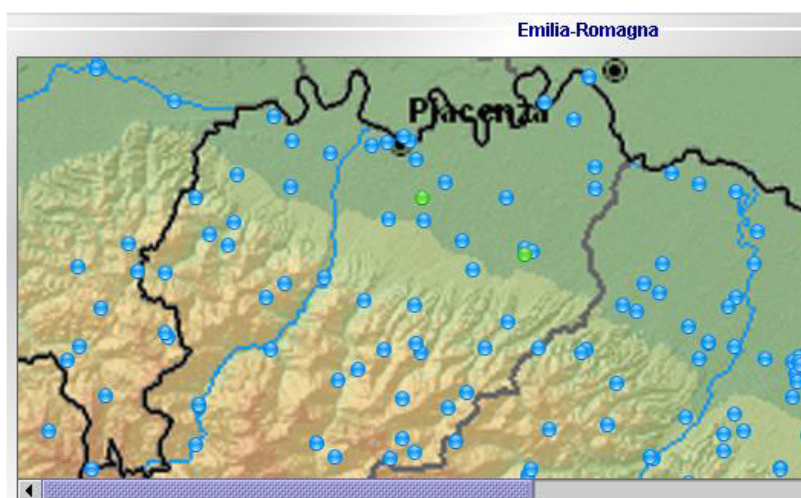


Figura 1.4: Selezione delle stazioni su carta geografica attiva

Nel secondo caso la selezione delle stazioni e delle variabili avviene in maniera più rapida attraverso l'uso di tendine che consentono di formulare una frase descrittiva della interrogazione che si intende effettuare. Si ottiene così, in un colpo solo, il gruppo di stazioni accumulate dalla misura della medesima variabile e soddisfacente le richieste dell'utente. Durante l'attività di tirocinio si è proceduto all'acquisizione dei dati delle 40 stazioni di monitoraggio suddividendole per province, per cui la logica di formulazione della richiesta è stata la seguente: soggiacenza/appartengono/Provincia.

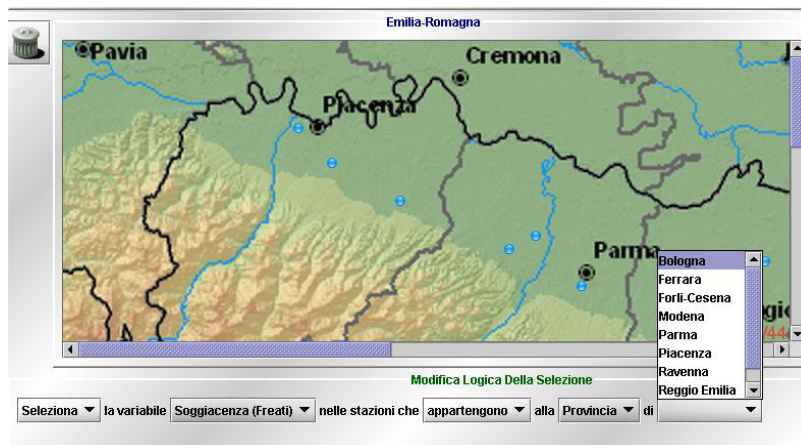


Figura 1.5: Esempio di logica di selezione delle stazioni di monitoraggio

Prima di procedere alla richiesta dei dati, sul lato destro del pannello iniziale, sotto la voce “Selezione Attuale”, compare una scheda recante il numero di stazioni ed il numero di variabili selezionate fino a quel momento. Viene riportata anche una stima del numero di misurazioni presenti nel periodo selezionato; si tratta di un numero teorico calcolato sulla base della frequenza delle stazioni e delle variabili selezionate fino a quel momento. Il numero esatto è determinabile solo ad estrazione avvenuta. Il numero massimo di dati estraibili durante ogni operazione non può comunque superare 200000.



Figura 1.6: Esempio di schermata "Selezione Attuale"

Inoltrando la richiesta dei dati si passa ad una schermata successiva che ha una mera funzione riassuntiva e che consente di verificare stazione per stazione quali variabili saranno estratte:

SOMMARIO DELLA RICHIESTA

Dal 25 gennaio 2012 00:00 Al 30 novembre 2012 11:24

Numero Stazioni: 7
 Numero Variabili: 3
 Numero Misurazioni: 126684

Stazioni	Variabili Richieste per Bo2000
Bo2000	Soggiacenza (Freati)
Bo2800	Temperatura Dell'Acqua Del Sottosuolo (Freati)
Bo4900	
Bo5501	
Bo6800	
Bo6900	
Bo6000	

Figura 1.7: Esempio di sommario della richiesta

Ultima procedura è la scelta del formato di presentazione e dalla modalità di ricezione dei dati. Si è scelto come formato il “Testo separato da virgola” impostando nelle opzioni avanzate la creazione di un’unica tabella per ogni stazione e recante su un’unica riga le misurazioni contemporanee delle variabili.

Formato

☐ Excel
☐ Html
☒ Testo separato da virgola
☐ Pdf
☐ VM
☐ Grafico

Nascondi le opzioni avanzate per Testo separato da virgola

Tabelle Delle Misurazioni

Crea una tabella per ogni stazione
 mettendo in un'unica riga le misurazioni contemporanee delle variabili

Media

☒ File
☐ Video
☐ Ftp
☐ E-mail

Figura 1.8: Esempio di schermata per la scelta del formato di presentazione e modalità di ricezione dati

Dexter consente di limitare, in fase di restituzione dei dati, l’insieme delle misurazioni in base alle impostazioni che l’utente può scegliere riguardo la qualità dei dati. Questa operazione viene consentita solo per i dati che hanno subito un processo di validazione ed elaborazione attraverso il software X-GA, i cui dettagli verranno forniti nel capitolo successivo. Le impostazioni che si possono settare per quanto concerne la qualità dei dati sono:

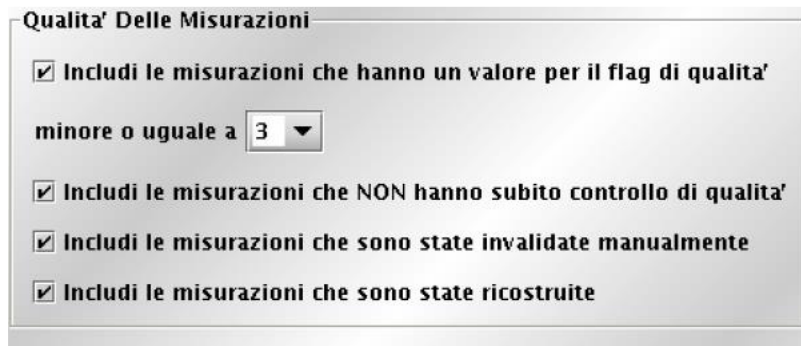


Figura 1.9: Opzioni avanzate sulla qualità delle misure

Il flag di qualità è un valore numerico compreso tra -3 e 3; settando un valore minore o uguale a 0 si sceglie di visualizzare dati di buona qualità, mentre i valori positivi indicano una qualità del dato man mano peggiore. Le altre opzioni consentono, a discrezione dell'utente, di visualizzare o meno le misurazioni invalidate e ricostruite.

Alla fine del processo di acquisizione è stato generato 1 file, contenente le misurazione della temperatura, soggiacenza e della conducibilità elettrica nel periodo di monitoraggio compreso tra Gennaio 2012-Novembre 2014.

B1.1 Elaborazione dei dati in Excel

Le elaborazioni successive dei dati sono state condotte in Excel (Microsoft Office). Solitamente il contenuto dei file si presenta nel formato testo separato da virgola, ovvero i dati sono organizzati in un'unica riga contenente tutte le misurazioni contemporanee ed i vari campi separati da virgole. Successive alle righe riguardanti le misurazioni vi sono le anagrafiche delle variabili e delle stazioni distinte da uno specifico codice inserito nel database. Le date di riferimento per le misurazioni sono espresse nel formato anno/mese/giorno/ora/minuto e l'orario espresso nel formato "24ore".

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N	O	P	Q
1	ARPA-SIM: Servizio IdroMeteoologico																
2	Richiesta DemoExpert di martedì 2 dicembre 2014 ore 15:35																
3																	
4	PC2702																
5	Anno,mese,giorno,ora (Fuso Orario: GMT+00:00),minuti,Temperatura Dell'Acqua Del Sottosuolo (Freati),Conducibilita' Elettrica Dell'Acqua Del Sottosuolo (Freati)																
6	2012,01,01,00,00,13.6,Dato Non Rilevato,11.219																
7	2012,01,01,01,00,13.6,Dato Non Rilevato,11.225																
8	2012,01,01,02,00,13.6,Dato Non Rilevato,11.231																
9	2012,01,01,03,00,13.6,Dato Non Rilevato,11.23																
10	2012,01,01,04,00,13.6,Dato Non Rilevato,11.247																
11	2012,01,01,05,00,13.6,Dato Non Rilevato,11.391																
12	2012,01,01,06,00,13.6,Dato Non Rilevato,11.219																
13	2012,01,01,07,00,13.6,Dato Non Rilevato,11.331																
14	2012,01,01,08,00,13.6,Dato Non Rilevato,11.397																
15	2012,01,01,09,00,13.6,Dato Non Rilevato,11.243																
16	2012,01,01,10,00,13.6,Dato Non Rilevato,11.255																
17	2012,01,01,11,00,13.6,Dato Non Rilevato,11.395																
18	2012,01,01,12,00,13.6,Dato Non Rilevato,11.36																
19	2012,01,01,13,00,13.6,Dato Non Rilevato,11.265																
20	2012,01,01,14,00,13.6,Dato Non Rilevato,11.313																
21	2012,01,01,15,00,13.6,Dato Non Rilevato,11.251																
22	2012,01,01,16,00,13.6,Dato Non Rilevato,11.274																
23	2012,01,01,17,00,13.6,Dato Non Rilevato,11.277																
24	2012,01,01,18,00,13.6,Dato Non Rilevato,11.402																
25	2012,01,01,19,00,13.6,Dato Non Rilevato,11.401																
26	2012,01,01,20,00,13.6,Dato Non Rilevato,11.247																

Figura 1.10: Esempio di formato "testo separato da virgola"

Non essendo utile al fine delle elaborazioni il seguente formato di visualizzazione si è deciso di ricorrere alla trasformazione del contenuto in tabella, ponendo particolare riguardo alla conversione del formato dei numeri, in quanto, il database Dexter utilizza come indicatore delle cifre decimali il punto mentre l'ambiente Office spesso è settato di default per l'uso della virgola. Accortezza questa, che potrebbe sembrare banale ma che, qualora non se ne tenesse conto, introduce errori durante la lettura/trasformazione dei dati.

B1.2 Analisi di consistenza dei dati

L'analisi di consistenza dei dati è un'operazione che si compie al fine di controllare ed aggiornare i dati presenti nel database Dexter. Infatti può accadere che, a causa di periodi di manutenzione delle centraline automatiche o a causa di un cattivo funzionamento del modulo GSM, venga meno la comunicazione tra la sonda ed il server ma questo non per forza comporta un periodo di mancato monitoraggio ed assenza di dati. Di solito le sonde continuano a misurare e memorizzare i valori di temperatura, livello e conducibilità elettrica ed i dati vengono poi scaricati dagli operatori addetti alla manutenzione durante le attività in campo ed inviati al responsabile della rete di monitoraggio, il quale, provvede al reintegro dei dati nel database. In altre circostanze l'assenza dei dati può essere giustificata da un cattivo funzionamento della sonda

o mancato monitoraggio, in tal caso ciò viene indicato nel file scaricato dal database Dexter attraverso la dicitura “stazione non attiva”.

Per poter eseguire l'analisi di consistenza sui dati scaricati si è ricorso all'utilizzo di tabelle pivot in Excel. Esse permettono di eseguire rapidamente su matrici di dati anche di notevoli dimensioni diverse operazioni di raggruppamento come, ad esempio, il conteggio delle misure di soggiacenza per tipologia di stazione o per frequenze minori rispetto a quelle orarie (giornaliere, mensili, ecc.). Nello specifico è stato possibile ricavare per ciascuna stazione di monitoraggio il numero di misurazioni di soggiacenza effettuate ogni mese e registrate nel database, in questo modo si ha un riscontro immediato dei periodi temporali privi di misurazioni. Questa operazione è stata eseguita per tutte le 40 stazioni di monitoraggio.

Si riporta di seguito la tabella pivot realizzata per le stazioni della provincia di Piacenza (PC27-02, PC56-03) in cui sono indicati in rosso i periodi temporali privi di misure:

Soggiacenza (elementi multipli) ⌵														
Conteggio di Soggiacenza		Etichette di colonna ⌵												
Etichette di riga ⌵		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12 Totale complessivo	
⊞Pc2702		2232	2040	2184	2160	2232	2160	2232	2232	1920	2232	1845	1488	24957
2012		744	696	696	720	744	720	744	744	720	744	720	744	8736
2013		744	672	744	720	744	720	744	744	480	744	720	744	8520
2014		744	672	744	720	744	720	744	744	720	744	405		7701
⊞Pc5603		744	672	1057	720	744	720	744	696	832	1307	730	744	9710
2012				518	720	744	720	744	696	720	563			5425
2013										112	744	720	744	2320
2014		744	672	539								10		1965
⊞Pc9600		1440	1368	1488	1440	1488	1000	744	744	720	744	405		11581
2012		696	696	744	720	744	280							3880
2014		744	672	744	720	744	720	744	744	720	744	405		7701
Totale complessivo		4416	4080	4729	4320	4464	3880	3720	3672	3472	4283	2980	2232	46248

Figura 1.11: Conteggio misure di soggiacenza per le stazioni di monitoraggio di Piacenza

Le tabelle sono state poi confrontate con i file acquisiti dagli operatori durante le attività di manutenzione e recanti le misurazioni effettuate dalle sonde; il confronto ha permesso di integrare i dati mancanti all'interno delle serie temporali e di aggiornare il database Dexter. Si riportano di seguito le tabelle con il conteggio delle misure di soggiacenza prima e dopo l'analisi di consistenza dei dati:

Soggiacenza	(elementi multipli) ☒												
Conteggio di Soggiacenza													
Etichette di riga	Etichette di colonna												
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12 Totale complessivo	
Pc2702	2232	2040	2184	2160	2232	2160	2232	2232	1920	2232	1845	1488	24957
2012	744	696	696	720	744	720	744	744	720	744	720	744	8736
2013	744	672	744	720	744	720	744	744	480	744	720	744	8520
2014	744	672	744	720	744	720	744	744	720	744	405		7701
Pc5603	744	672	1057	720	744	720	744	696	832	1307	730	744	9710
2012		518	720	744	720	744	696	720	563				5425
2013									112	744	720	744	2320
2014	744	672	539								10		1965
Pc9600	1440	1368	1488	1440	1488	1000	744	744	720	744	405		11581
2012	696	696	744	720	744	280							3880
2014	744	672	744	720	744	720	744	744	720	744	405		7701
Totale complessivo	4416	4080	4729	4320	4464	3880	3720	3672	3472	4283	2980	2232	46248

Figura 1.12: Conteggio delle misure di soggiacenza prima dell'analisi di consistenza- Stazioni di monitoraggio della provincia di Piacenza

Soggiacenza (Freati)	(elementi multipli) ☒												
Conteggio di Soggiacenza (Freati)													
Etichette di riga	Etichette di colonna												
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	Totale complessivo
Pc2702	2232	2040	2184	2160	2232	2160	2232	2232	2160	2232	2160	1488	25512
2012	744	696	696	720	744	720	744	744	720	744	720	744	8736
2013	744	672	744	720	744	720	744	744	720	744	720	744	8760
2014	744	672	744	720	744	720	744	744	720	744	720		8016
Pc5603	1488	1344	2006	2160	2232	2160	2232	2232	2160	2232	2160	1488	23894
2012			518	720	744	720	744	744	720	744	720	744	7118
2013	744	672	744	720	744	720	744	744	720	744	720	744	8760
2014	744	672	744	720	744	720	744	744	720	744	720		8016
Pc9600	1440	1368	1488	1440	1488	1440	1067	744	830	1488	723	744	14260
2012	696	696	744	720	744	720	323						4643
2013													2318
2014	744	672	744	720	744	720	744	744	720	744	3		7299
Totale complessivo	5160	4752	5678	5760	5952	5760	5531	5208	5150	5952	5043	3720	63666

Figura 1.13: Conteggio delle misure di soggiacenza dopo dell'analisi di consistenza- Stazioni di monitoraggio della provincia di Piacenza

B1.3 Validazione dei dati con il software X-GA presso Arpa SMC

In data 9 Gennaio 2015 è stato organizzato un incontro con un tecnico di Arpa SMC al fine di poter eseguire la validazione dei dati delle stazioni della provincia di Piacenza attraverso il software X-GA. E' stato utilizzato come applicativo X-GA Validator il quale ha consentito di:

- verificare, validare e proteggere i dati;
- modificare/correggere tramite via grafica i dati.

I criteri adottati per la validazione sono stati i seguenti:

- i dati validati con X-GA non sono stati sostituiti ai dati presenti nel database dexter, in modo da rendere i dati grezzi sempre disponibili per eventuali verifiche;

- i dati palesemente errati o da non validare sono stati cancellati e non sostituiti da valori calcolati dal software.

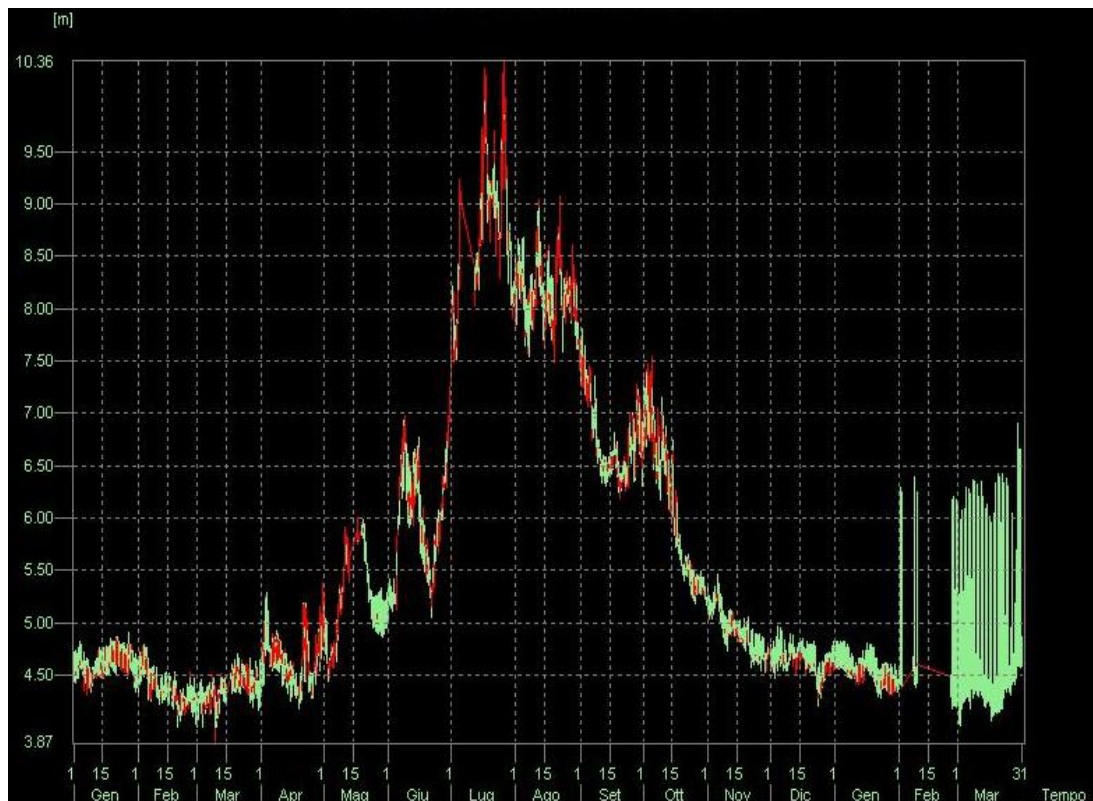


Figura 1.14: Esempio di visualizzazione dei dati orari di livello in X-GA Validator. Sul lato sinistro compaiono i dati validati, sul lato destro i dati ancora da validare in cui è possibile cogliere il disturbo del segnale

Seguendo questi criteri si è proceduto alla validazione di tutti i dati di soggiacenza delle stazioni della provincia di Piacenza del triennio 2012-2014. La validazione ha invalidato tutti i dati considerati e interpretati oggettivamente come livelli dinamici, dipendenti dall'attività di prelievo direttamente nel pozzo oggetto di monitoraggio. Sono stati validati e mantenuti nel database tutte le misure di livello non disturbate da prelievo diretto nel pozzo ma da prelievo in pozzi limitrofi. Si riporta di seguito, nelle Figure 1.15 ed 1.16, il confronto grafico tra i dati grezzi ed i dati validati per le stazioni PC27-02 e PC56-03. Come si evince per i dati della stazione PC56-03 non è stata necessaria alcuna operazione di validazione, cosa differente è avvenuta per i dati della stazione PC27-02.

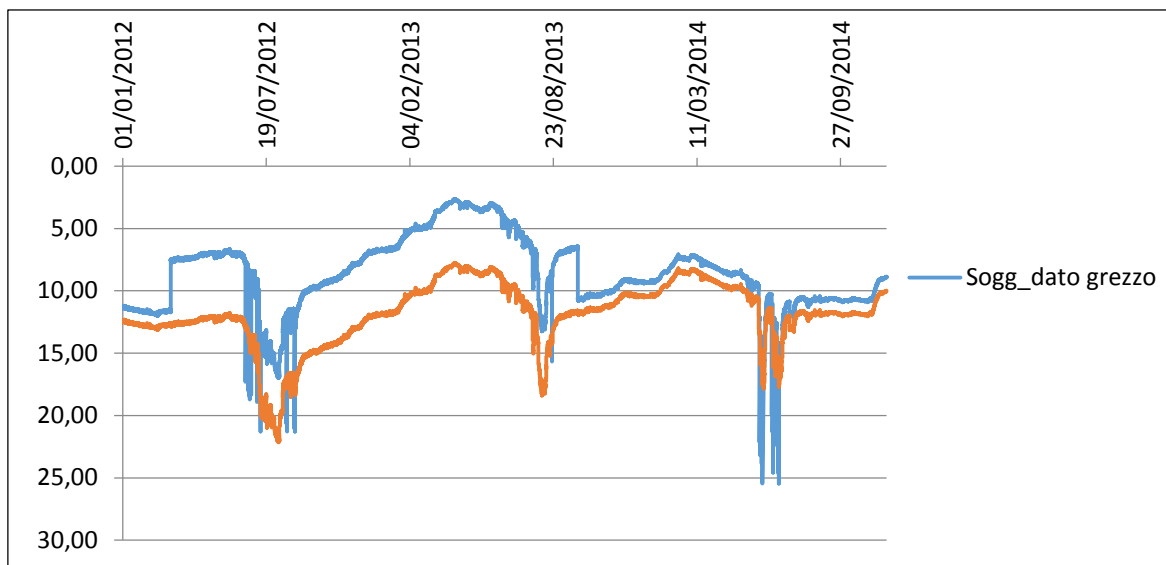


Figura 1.15: Stazione PC27-02- confronto tra i dati di soggiacenza prima e dopo la validazione in X-GA

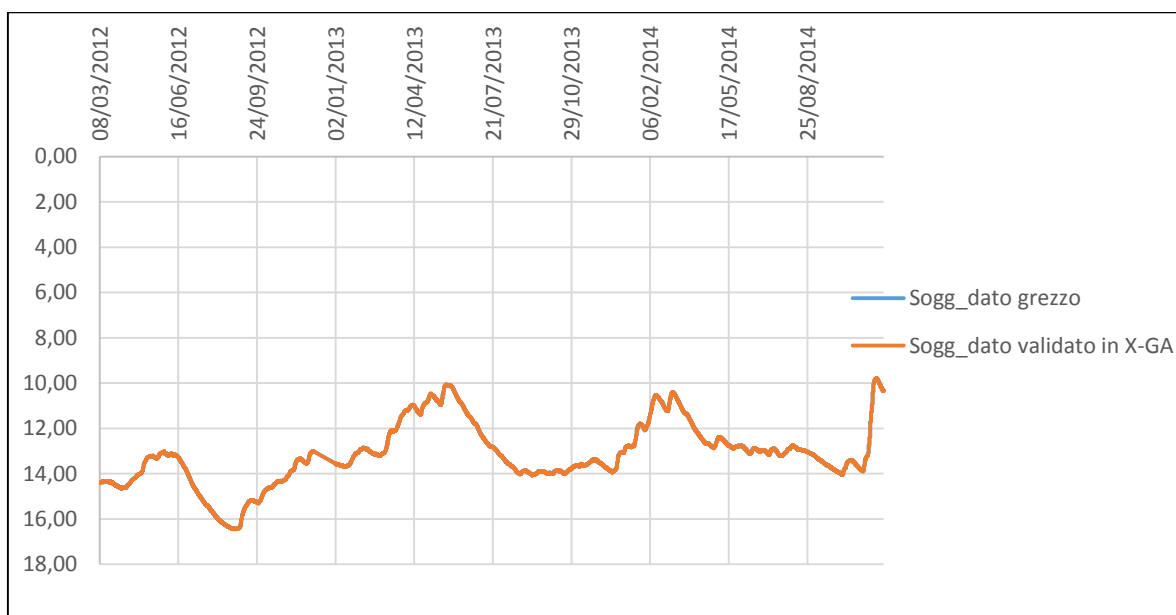


Figura 1.16: Stazione PC56-03- confronto tra i dati di soggiacenza prima e dopo la validazione in X-GA

B1.4 Validazione manuale dei dati

La validazione manuale è stata eseguita sui dati di soggiacenza misurati nelle stazioni di monitoraggio appartenenti alla provincia di Piacenza (PC27-02, PC56-03 e PC96-00) nel periodo compreso tra Gennaio 2012- Novembre 2014. Tali dati potranno essere utilizzati ai fini della tesi di

laurea, per investigare lo stato quantitativo di alcuni corpi idrici sotterranei della regione Emilia-Romagna.

L'attività di validazione consente di eliminare dal set di dati i livelli cosiddetti dinamici, ossia i livelli alterati a causa dell'attacco/stacco di pompe eventualmente installate nel pozzo per il sollevamento dell'acqua. Nello specifico, la validazione permette di eliminare solo i livelli considerati oggettivamente dinamici, ovvero, che si sono verificati in seguito ad attività di prelievo effettuate direttamente nel pozzo oggetto di monitoraggio, ma non invalida i livelli che risentono dell'influenza dei prelievi effettuati nei pozzi limitrofi. Prodotto finale dell'attività di validazione è la restituzione dei soli livelli statici della falda oltre che della temperatura ed eventualmente della conducibilità.

B1.5 Validazione dati in Excel

L'attività di validazione in manuale dei dati automatici di soggiacenza, senza l'utilizzo del sistema X-GA, è indubbiamente più laboriosa e dispendiosa in termini di tempo. Per velocizzare l'operazione di validazione dei dati di soggiacenza partendo dai dati grezzi è stato ricavato un dato giornaliero per ciascun giorno del periodo temporale analizzato per ciascuna delle 3 stazioni di monitoraggio. Poiché la finalità della validazione della soggiacenza è ricavare l'andamento del livello statico della falda, in modo speditivo il valore giornaliero da individuare tra le 24 letture disponibili in ciascun giorno è il minimo giornaliero. Infatti, essendo i dati in possesso rappresentativi della soggiacenza, distanza della falda dal piano campagna, l'individuazione del valore minimo permette di ricavare per ogni giornata il livello di falda più prossimo alla superficie e che, tra i 24 valori orari registrati, è quello meno soggetto alle oscillazioni giornaliere spesso indotte dal funzionamento di una pompa (livello dinamico). Si riportano di seguito gli andamenti delle misure di soggiacenza minime giornaliere delle stazioni di monitoraggio oggetto di studio:

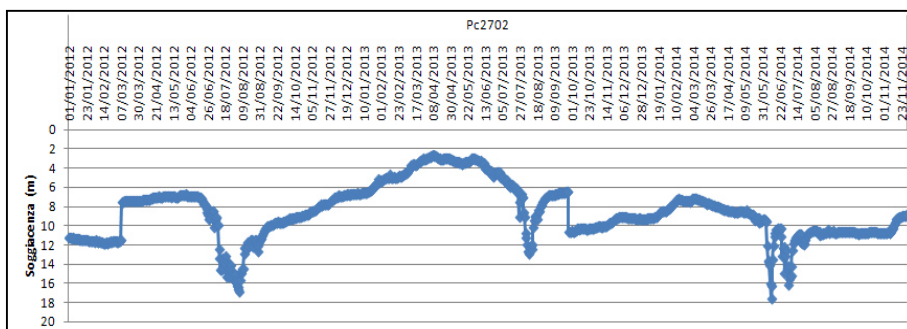


Figura 1.17: Grafico della soggiacenza minima giornaliera- Stazione PC27-02

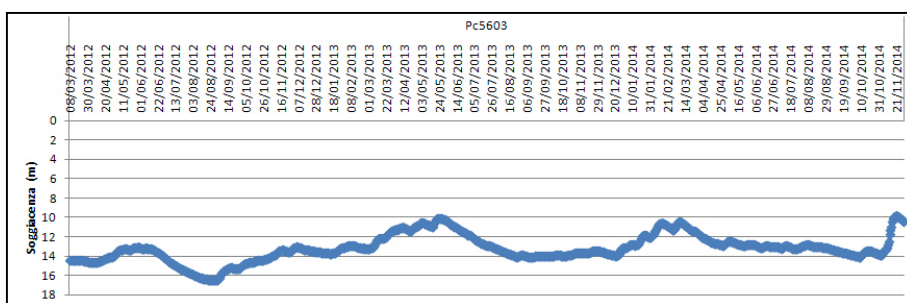


Figura 1.18: Grafico della soggiacenza minima giornaliera- Stazione PC56-03

Dal confronto dei grafici si evince che mentre per la stazioni PC56-03 l'andamento del livello tende, a seconda delle stagioni, a crescere o diminuire in modo graduale senza registrare salti di livello, la stazione PC27-02, invece, presenta un andamento caratterizzato da un elevato disturbo del segnale. Infatti, focalizzando l'attenzione sul periodo estivo di ciascun anno di osservazione, si riscontrano variazioni di livello anche dell'ordine dei 10 m. Per tale ragione i dati di soggiacenza misurati nel periodo compreso tra Giugno e Agosto sono stati interpretati in parte come oggettivamente dinamici, ossia influenzati dall'attività di prelievo svolta direttamente nel pozzo oggetto del monitoraggio, e quindi soggetti ad invalidazione. Tale tesi è stata avvalorata anche dalla consultazione della scheda monografica della stazione PC27-02 che attesta la presenza di due pompe all'interno del pozzo che vengono presumibilmente azionate, per scopi irrigui e civili, durante l'estate al fine di prelevare acqua dalla falda.

Profondità	m 120,0
Quota del piano di campagna (m)	m 85,0
Quota del punto di riferimento piezometrico rispetto al pc	m (85,0-1,12)= 83,88 m
Uso del pozzo	IRRIGUO E CIVILE
Presenza di contatore	☐ SI ☒ NO
Anno di perforazione o sfondamento	1988
Ditta perforatrice	VILLA
Stratigrafia	☒ SI ☐ NO
Posizione dei filtri	m 48-51; 54-55; 113-114
Prelievo presunto	m ³ /anno
Potenza pompe (n°2)	Kwatt 47 (35 CV) pompa grande; Kwatt 7 (5,5 CV) pompa piccola

Figura 1.19: Scheda monografica stazione PC27-02

Pertanto l'invalidazione dei livelli dinamici è risultata necessaria solo per i dati della stazione di monitoraggio PC27-02.

In un nuovo grafico sono stati messi a confronto i valori minimi giornalieri di soggiacenza misurati nel corso dei tre anni al fine di poter cogliere meglio il trend del livello in funzione della stagionalità:

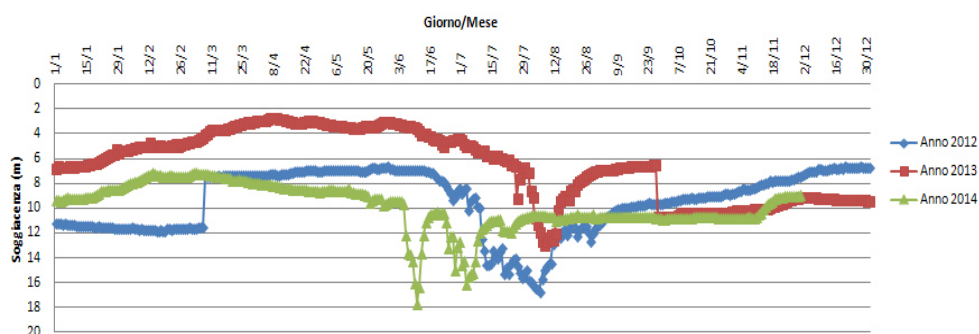


Figura 1.20: Trend della soggiacenza nel triennio 2012-2014 per la stazione PC27-02

Sono state successivamente calcolate le differenze in valore assoluto tra il valore minimo di soggiacenza in un dato giorno dell'anno ed il giorno successivo. E' stato così possibile notare che la differenza tra i valori di soggiacenza misurati il giorno 7/03/2012 e il giorno 8/03/2013 superava i 4 m, stessa cosa è stata registrata tra il 26/09/2013 e il 27/09/2013. Questi salti, che si possono osservare anche graficamente, sono riconducibili ad errori grossolani di taratura durante alcune attività di manutenzione in campo.

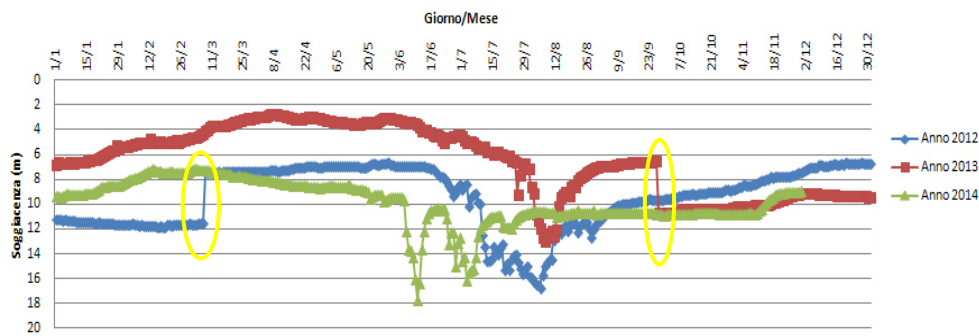


Figura 1.21: Trend della soggiacenza nel triennio 2012-2014

Per poter correggere i seguenti errori sono state utilizzate le misure manuali del livello di falda effettuate nel triennio 2012-2014 con frequenza semestrale, solitamente nel periodo primaverile ed autunnale (Ferri & Marcaccio, 2013). Inizialmente tutti i dati automatici di soggiacenza misurati nel periodo compreso tra il 07/03/2012 e il 26/09/2013 sono stati incrementati di 4,02 m, ossia riportati ad un livello di falda più basso rispetto al piano campagna. E' stato inoltre corretto il riferimento al piano campagna che è collocato 1,12 m al di sopra del punto di riferimento (pr) come evidente nello schema dell'avampozzo (Figura 1.22).

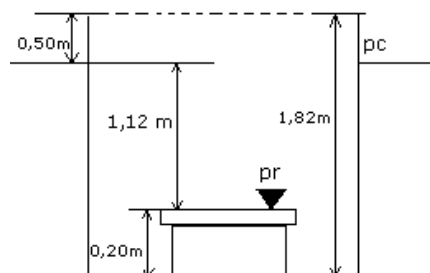


Figura 1.22: Sezione pozzetto

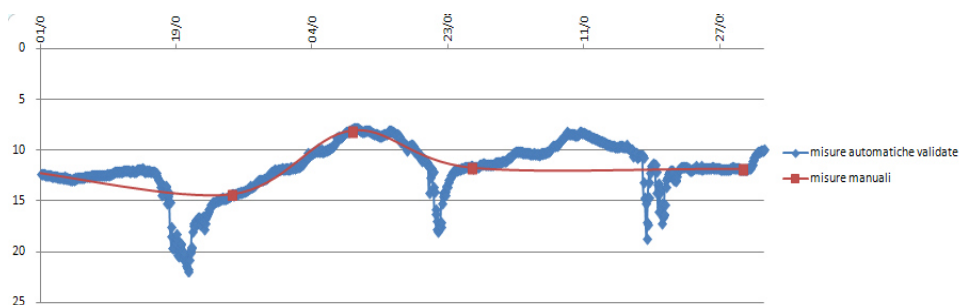


Figura 1.23: Confronto tra misure automatiche e manuali

Le misure manuali sono quindi risultate determinanti nella correzione degli errori grossolani commessi in campo, a meno della misura manuale risalente al Marzo 2014. Tale misura probabilmente è stata eseguita mentre il livello della falda era ancora in movimento (livello semi-dinamico) e, per tale ragione, non è stata presa in considerazione.

Il caso di analisi presentato permette di capire l'importanza di entrambe le modalità di acquisizione dei dati automatici e manuali: in assenza di misure manuali non saremmo stati in grado di cogliere il piano di riferimento delle misure della sonda, mentre in assenza della rete automatica avremmo interpretato la misura manuale effettuata a Marzo 2014 come livello statico invece che dinamico.

L'ultima elaborazione eseguita è stata l'invalidazione manuale delle misure di livello dinamico cerchiato in rosso in Figura 1.24:

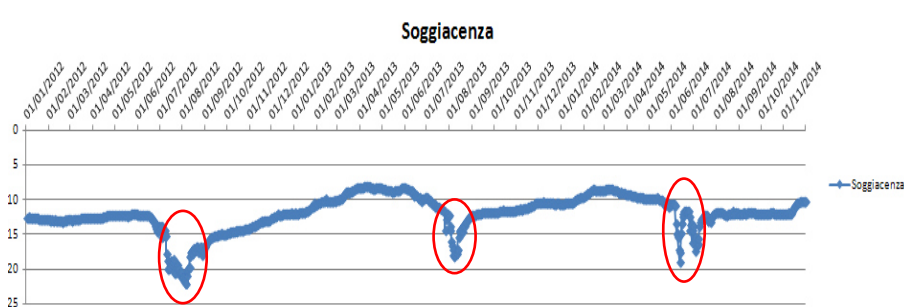


Figura 1.24: Grafico della soggiacenza prima dell'invalidazione dei livelli dinamici

In questo caso sono state calcolate le differenze in percentuale tra il valore minimo di soggiacenza in un dato giorno dell'anno ed il giorno successivo ed è stata ricavata la curva dei percentili della soggiacenza.

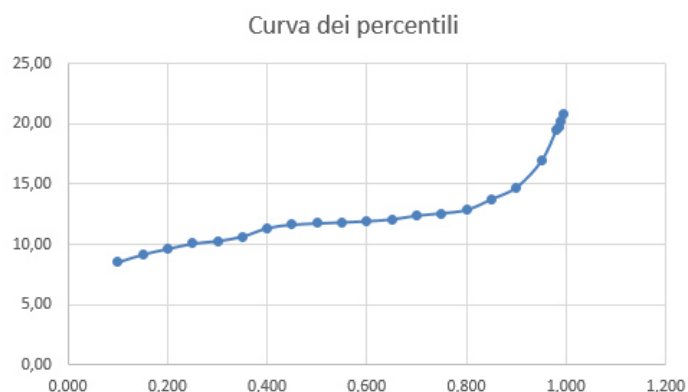


Figura 1.25: Curva dei percentili della soggiacenza- su asse x percentile su asse y soggiacenza

La curva, come è possibile, osservare in Figura 1.25, in corrispondenza del percentile P95 pari a 17 m evidenzia un cambio di pendenza; tale valore è stato utilizzato per discriminare nel set di dati la popolazione dei livelli statici dalla popolazione dei livelli dinamici. Il criterio adottato per l'invalidazione manuale dei livelli dinamici è stato considerare come livelli statici tutte le misure di soggiacenza aventi un valore non superiore ai 17 m ed una variazione percentuale dalla misura di soggiacenza del giorno precedente inferiore al 1,5% rispetto alla misura del giorno successivo.

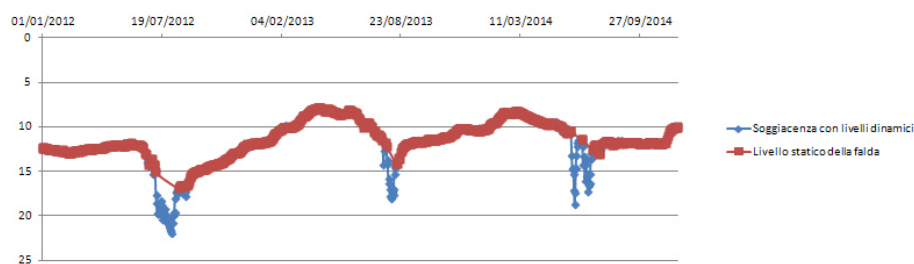


Figura 1.26: Livello statico della falda- Stazione PC27-02

Per i dati della stazioni PC 56-03, invece, non sono state necessarie elaborazioni successive, ritenendo l'andamento dei livelli minimi giornalieri una buona riproduzione del livello statico della falda.

L'unica variazione repentina della soggiacenza si verifica a fine Novembre 2014, in cui si passa da un dato misurato pari a 13,65 m in data 7/11 ad un valore pari a 9,88 m giorno 18/11. Tali dati però non sono stati invalidati in quanto ritenuti significativi e determinati da eventi

intensi di precipitazione che si sono verificati in quel periodo nella provincia di Piacenza. Questa tendenza è riscontrabile anche osservando il grafico della stazione PC27-02.

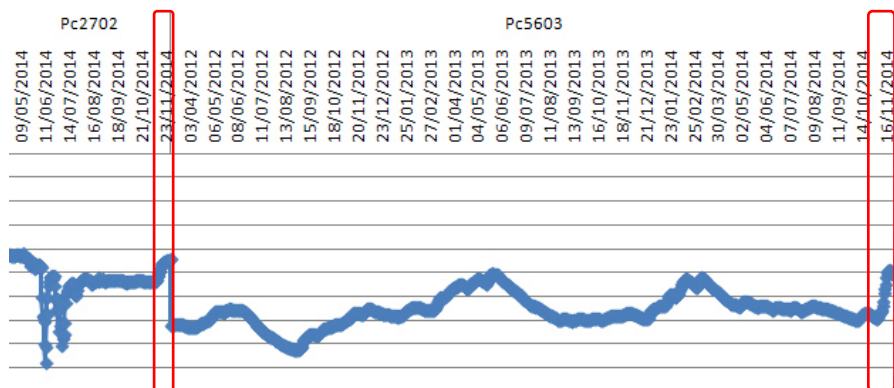


Figura 1.27: Incremento della soggiacenza per effetto delle precipitazioni

B1.6 Confronto tra la validazione dei dati con il software X-GA e la validazione manuale in Excel

Si riporta di seguito, nelle Figure 1.28 e 1.29, il confronto grafico tra le misure di soggiacenza, validate manualmente e validate attraverso l'ausilio del software X-GA, delle stazioni di monitoraggio PC27-02 e PC56-03:

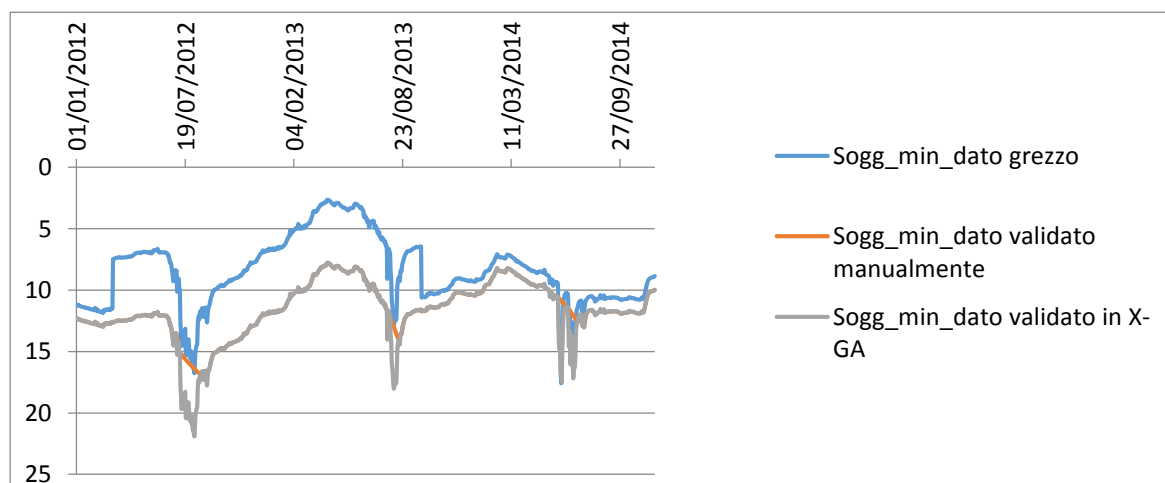


Figura 1.29: Stazione PC27-02

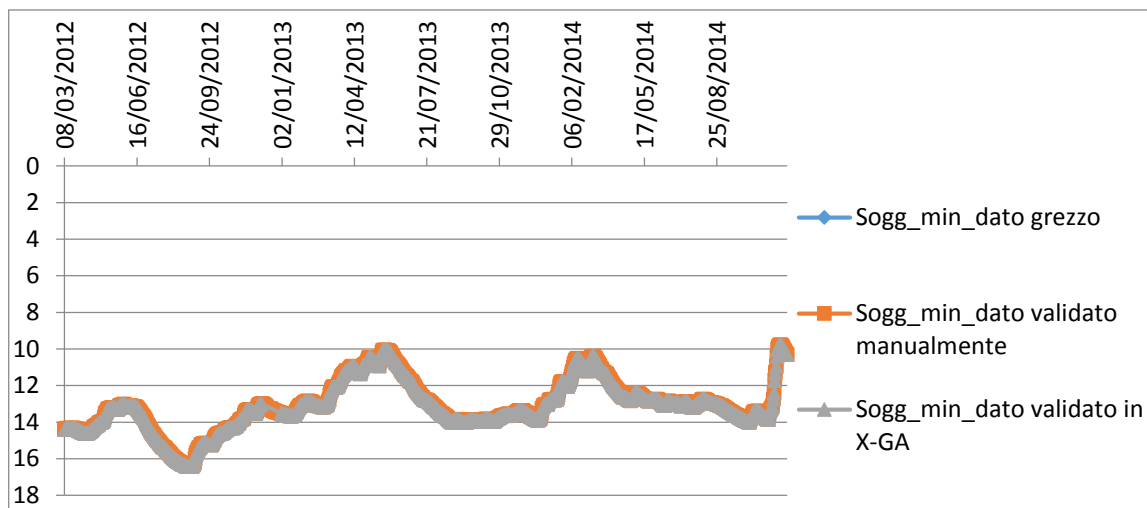


Figura 1.30: Stazione PC56-03

Per quanto riguarda la stazione PC56-03, i dati validati manualmente ed i dati validati in X-GA non recano alcun tipo di differenza. Ciò è dovuto al fatto che, in entrambe le fasi di validazioni, i dati grezzi scaricati dal database Dexter sono stati ritenuti privi di misure palesemente errate o da invalidare e quindi considerati una buona riproduzione del livello statico della falda. Lo stesso non può essere detto per gli output della stazione PC27-02. Lo scostamento tra i risultati ottenuti è giustificato dall'adozione di un diverso criterio per la validazione dei dati. Con il software X-GA sono stati invalidati tutti i dati considerati ed interpretati oggettivamente come livelli dinamici, cioè dipendenti dall'attività di prelievo eseguita direttamente nel pozzo oggetto di monitoraggio. Scelta diversa è stata fatta durante la validazione manuale poiché si è deciso di invalidare non solo le misure influenzate dall'attività di prelievo eseguito sul pozzo di interesse, ma anche tutte le misure influenzate dalle attività di prelievo avvenute nei pozzi limitrofi. Di conseguenza l'output della validazione manuale è da intendersi come livello statico della falda in cui sono stati rimossi tutti gli effetti che le pompe installate nell'areale sortiscono nella stazione PC27-02. In questa ottica lo scostamento tra i due output quantifica l'effetto antropico complessivo incidente sull'acquifero. La soggiacenza validata manualmente può essere quindi considerata una riproduzione del livello naturale della falda dalla quale è

possibile cogliere: (i) i valori di livello minimo autunnale e massimo primaverile;(ii) la ricarica che l'acquifero subisce per effetto delle precipitazioni e delle interazioni con il corpo idrico superficiale.

BIBLIOGRAFIA

- Alberton M., Domorenok E. (2011) La sfida della sostenibilità. Il governo multilivello delle risorse idriche, CEDAM.
- Battaglia F. (2007) Metodi di previsione statistica, Springer, Milano
- Decreto Legislativo n. 30 del 16 marzo 2009. "Attuazione della direttiva 2006/118/CE, relativa alla protezione delle acque sotterranee dall'inquinamento e dal deterioramento". Gazzetta Ufficiale n. 79 del 4 aprile 2009.
- Direttiva 2000/60/CE - Water Framework Directive (WFD). Directive of the European Parliament and of the Council of 23 October 2000 establishing a framework for Community action in the field of water policy, OJ L327, 22 Dec 2000, pp 1-73.
- Direttiva 2006/118/CE, GroundWater Daughter Directive (GWDD). Directive of the European Parliament and of the Council of 12 December 2006 on the protection of groundwater against pollution and deterioration, OJ L372, 27 Dec 2006, pp 19-31.
- Ferri D., Marcaccio M. (2013) Monitoraggio dei corpi idrici sotterranei dell'Emilia-Romagna ai sensi delle Direttive 2000/60/CE e 2006/118/CE. Triennio 2010-2012. Arpa Emilia-Romagna.
- Yaglom A. M. (1962) An Introduction to the Theory of Stationary Random Function, Prentice- Hall.
- Marcaccio M. (2010) Rete Regionale di Monitoraggio delle Acque Sotterranee. Relazione annuale dati 2008. Relazione triennale 2006-2008". Arpa Emilia-Romagna.
- Marcaccio M. (2011) Elaborazione dati acquisiti dalla rete automatica di monitoraggio della piezometria con restituzione e visualizzazione in continuo dei dati sul portale web. Report tecnico, Arpa Emilia-Romagna.

Russo E., Peroncini E., De Crema M., (2010) Rete di monitoraggio della qualità delle acque sotterranee della provincia di Piacenza. Servizi Sistemi Ambientali-Sezione Provinciale Arpa Piacenza.

Sitografia

<http://www.adbpo.it/>

[http:// ambiente.regione.emilia-romagna.it/geologia/servizio-geologico-sismico-suoli/](http://ambiente.regione.emilia-romagna.it/geologia/servizio-geologico-sismico-suoli/)

<http://ambiente.regione.emilia-romagna.it/acque/temi/piano-di-tutela-delle-acque>

<http://www.arpa.emr.it/>

<http://www.direttivaacque.minambiente.it/>

<http://www.istat.it/>