

**MONITORING WIARYGODNOŚCI  
POMIARÓW TEMPERATURY POWIERZA  
Z AUTOMATYCZNYCH STACJI  
METEOROLOGICZNYCH  
METODĄ OKRESOWYCH POMIARÓW  
PORÓWNAWCZYCH NA FRAGMENTCIE  
SIECI PSHM – 2017**

**Kazimierz RÓZDŻYŃSKI**

**Barbara PEEK**

**Dawid BIERNACIK**

**Ewa JAKUSIK**

**Krzysztof PIŁCZYŃSKI**



**Instytut Meteorologii i Gospodarki Wodnej**

Państwowy Instytut Badawczy

Warszawa 2019

**SERIA PUBLIKACJI NAUKOWO-BADAWCZYCH  
IMGW-PIB**

**Autorzy:**

Kazimierz Rózdzyński\*, Barbara Peek,  
Dawid Biernacik, Ewa Jakusik, Krzysztof Piłczyński  
IMGW-PIB, ul. Podleśna 61, 01-673 Warszawa  
e-mail: ewa.jakusik@imgw.pl

\*ul. Krasickiego 12/20, 81-385 Gdynia  
tel. +48 58 620 36 62

**Recenzent:**

prof. dr hab. inż. Ryszard Tadeusiewicz

**Opracowanie redakcyjne:**

Joanna Mrożek

**Opracowanie graficzne i techniczne:**

Rafał Stepnowski

**Komitet Redakcyjny Wydawnictw IMGW-PIB**

prof. dr hab. Zbigniew Ustrnul – przewodniczący;  
dr hab. inż. Piotr Kowalczak; prof. dr hab. inż. Maciej Maciejewski;  
dr Leszek Ośródka; dr hab. inż. Bogdan Ozga-Zieliński, prof. nadzw.;  
prof. dr hab. inż. Kazimierz Rózdzyński; mgr inż. Edmund Sieński;  
mgr Rafał Stepnowski; dr hab. inż. Tamara Tokarczyk, prof. nadzw.;  
dr hab. inż. Tomasz Walczykiewicz, prof. nadzw.;  
dr hab. inż. Tamara Zalewska, prof. nadzw.; dr Michał Ziemiański

**ISBN: 978-83-64979-28-6**

---

Adres redakcji:

Instytut Meteorologii i Gospodarki Wodnej – Państwowy Instytut Badawczy  
01-673 Warszawa, ul. Podleśna 61, tel. 22 56 94 510

---

## PODZIĘKOWANIA

*Wszystkim pracownikom Oddziału Morskiego Instytutu Meteorologii i Gospodarki Wodnej – Państwowego Instytutu Badawczego, zatrudnionym w polskiej Państwowej Służbie Hydrologiczno-Meteorologicznej, którzy wkładem osobistej, bezinteresownej pracy przyczynili się do realizacji zadania badawczo-rozwojowego pod nazwą „Metody detekcji i monitoringu zmian wiarygodności pomiarów podstawowych wielkości meteorologicznych na automatycznych stacjach meteorologicznych”, pragnę przekazać wyrazy wdzięczności i podziękowania oraz życzenia wszelkiej pomyślności osobistej i sukcesów zawodowych.*

*Podziękowania za uznanie celu badań i czynny udział w ich realizacji kieruję w szczególności do Panów kierowników stacji meteorologicznych Oddziału Morskiego IMGW-PIB: Piotra Pokrzywińskiego (Chojnice), Dariusza Pałki (Elbląg), Grzegorza Ragina (Hel), Mariusza Nowaka (Koszalin), Andrzeja Ostojkiego (Kołobrzeg), Krzysztofa Sidorczaka (Gdańsk-Świbno), Jakuba Maliszewskiego (Toruń), Marcina Sierocińskiego (Ustka), a za ich pośrednictwem do wszystkich pracowników tych stacji.*

*Wyrazy uznania za sprawną organizację programu pomiarów porównawczych, techniczny serwis sprzętu pomiarowego oraz organizację i utrzymanie systemu gromadzenia i przekazu pozyskanych danych, składam kierownikowi DSPO Oddziału Gdynia, Panu Przemysławowi Kantowiczowi oraz Panu Adamowi Kilarowiczowi.*

*Bez wkładu pracy, jaki wnieśli wymienieni pracownicy polskiej Państwowej Służby Hydrologiczno-Meteorologicznej, osiągnięcie wyników poznawczych, określenie związków przyczynowo-skutkowych, a także rozwinięcie metodyczne postępowań analityczno-obliczeniowych w wymienionym zadaniu, nie byłoby możliwe. W ślad za tym, opracowanie niniejsze, stanowiące czwartą i ostatnią część cyklu opracowań poświęconych zjawisku mikrozmienności charakterystyk wejścia/wyjścia urządzeń do pomiaru sygnałów analogowych, mierzonych w programie automatycznych stacji meteorologicznych, nie doszłoby do skutku, a stopień poznania fizycznego tego zjawiska nie zostałby doprowadzony do poziomu zadowalającego.*

*Zrealizowany w zadaniu model współpracy między komórkami organizacyjnymi Służby i zespołem pracowników naukowo-badawczych dla wykonania prac badawczo-rozwojowych podjętych w celu rozwiązania aktualnych problemów Służby, mógł być urzeczywistniony wyłącznie dzięki osobistemu zaangażowaniu dyrektora Oddziału Morskiego IMGW-PIB, Pani Haliny Burakowskiej, która podjęła nadrzędną, wyjątkową decyzję dotyczącą czynnego udziału jednostek organizacyjnych Służby Oddziału w realizacji zaplanowanych prac.*

*Jako autor i główny ich wykonawca składam niniejszym Pani Dyrektor wyrazy szacunku i uznania, a także podziękowania za niełatwe decyzje w szczególnie trudnym okresie polskiej Służby.*

*W tym miejscu, w imieniu całego zespołu autorów, pragnę Szanownemu Panu Prof. dr hab. inż. Ryszardowi Tadeusiewiczowi, kierownikowi Katedry Biocybernetyki i Inżynierii Biomedycznej Akademii Górniczo Hutniczej w Krakowie, złożyć szczególne słowa podziękowania za opracowanie miarodajnej, wyczerpującej i rzeczowej recenzji niniejszej monografii, za pozytywną ocenę jej wartości naukowej i znaczenia dla praktyki współczesnego, telemetrycznego miernictwa, a także za zwrócenie uwagi na potrzebę wprowadzenia określonych uzupełnień.*

*prof. dr hab. inż. Kazimierz Różdżyński*



## Spis treści

Streszczenie .....	9
Program badań .....	11
<b>I. PROJEKT PROGRAMU POMIARÓW PORÓWNAWCZYCH</b>	
<b>TEMPERATURY POWIETRZA 2017 .....</b>	<b>15</b>
1. Wprowadzenie .....	17
2. Cele i warunki programu pomiarów porównawczych temperatury powietrza i innych podstawowych wielkości meteorologicznych .....	20
3. Założenia dla programu pomiarów porównawczych temperatury powietrza .....	23
3.1. Warunki organizacyjno-techniczne programu pomiarów porównawczych .....	23
3.2. Program pomiarów porównawczych .....	25
3.3. Postępowania analityczno-obliczeniowe .....	29
3.4. Dziennik wydarzeń .....	29
<b>II. STANDARDOWE POSTĘPOWANIE ANALITYCZNO-OBLICZENIOWE</b>	
<b>DLA OKREŚLANIA MIKROZMIENNOŚCI CHARAKTERYSTYK URZĄDZEŃ</b>	
<b>I UKŁADÓW TERMOMETRYCZNYCH .....</b>	<b>33</b>
1. Wprowadzenie .....	35
2. Dane wejściowe .....	37
3. Przygotowanie szeregów czasowych danych do obliczeń .....	41
3.1. Kontrola jakości danych .....	41
3.2. Obliczenia wstępne .....	44
4. Analiza statystyczna .....	50
4.1. Wprowadzenie .....	50
4.2. Określenie postaci liniowego równania regresji wielokrotnej .....	50
4.3. Wyznaczenie szeregów składowej systematycznej ( $r_s$ ) i reszt ( $r_p$ ) .....	51
4.4. Ocena jakości wykonanej analizy statystycznej .....	51
5. Ocena stopnia dopasowania równania regresji liniowej wielokrotnej .....	54
6. Korekta szeregu reszt i składowej systematycznej .....	56
6.1. Analiza częstości rozkładu szeregu reszt .....	56
6.2. Wyliczenie szczytkowej składowej systematycznej .....	57
6.3. Naniesienie korekty .....	58
6.4. Weryfikacja przeprowadzonej korekty szczytkowej składowej systematycznej .....	58

7. Ocena stopnia rozwoju zjawiska zmienności charakterystyk .....	59
8. Graficzne przedstawienie typowych postaci związków analitycznych .....	62
9. Usunięcie indywidualnych błędów systematycznych z szeregu chwilowych wartości pomiarów $T_a$ .....	65
10. Automatyzacja standardowego postępowania analityczno-obliczeniowego .....	66
11. Charakterystyki podstawowe .....	68
11.1. Wybrane przykłady ocen procesu zmian charakterystyki roboczej urządzenia termometrycznego .....	72
III. DIAGNOSTYKA TELEMTRYCZNA NIESPRAWNOŚCI URZĄDZEŃ, UKŁADÓW I CZUJNIKÓW POMIAROWYCH .....	89
1. Założenia metodyczne dla diagnostyki telemetrycznej wiarygodności urządzeń pomiarowych automatycznych stacji meteorologicznych .....	91
1.1. Podstawy teoretyczne .....	91
1.2. Podstawowe warunki wiarygodności miernictwa temperatury w automatycznych stacjach meteorologicznych .....	95
1.3. Równania regresji wielokrotnej i znaczenie ich elementów w diagnostyce telemetrycznej .....	100
1.4. Analiza porównawcza zmienności w czasie charakterystyk urządzenia, układu i czujnika termometrycznego .....	110
1.5. Rodzaje analizy porównawczej .....	117
1.6. Formy prezentacji wyników analiz porównawczych .....	122
1.7. Opisowy model fizyczny zjawisk mikroskalowych urządzenia termometrycznego automatycznej stacji meteorologicznej .....	126
2. Wybrane zagadnienia diagnostyki telemetrycznej niesprawności urządzeń, układów i czujników pomiarowych .....	130
2.1. Ocena procesu długookresowych zmian charakterystyki roboczej układu termometrycznego automatycznej stacji meteorologicznej, załogowej i bezzałogowej ...	130
2.2. Ocena procesu długookresowych zmian charakterystyki roboczej urządzenia termometrycznego automatycznych stacji meteorologicznych załogowych .....	137
2.3. Wiarygodność urządzenia termometrycznego i szeregu danych .....	138
2.4. Zjawisko samopodgrzewania czujnika termometrycznego .....	145
2.5. Analiza zmienności innych składowych cząstkowych $a_i X_i$ . Wiarygodność pomiaru prędkości wiatru, wilgotności powietrza i ciśnienia atmosferycznego .....	151
2.6. Analiza związków przyczynowo-skutkowych charakterystyki urządzenia termometrycznego .....	157
2.7. Detekcja niesprawności multipleksera lub przetwornika analogowo-cyfrowego .....	166
2.8. Ocena procesu zmian charakterystyki urządzenia termometrycznego automatycznych stacji meteorologicznych – załogowych .....	169

2.9. Ocena procesu zmian charakterystyki roboczej urządzenia termometrycznego bezzałogowych stacji meteorologicznych .....	170
2.10. Prognoza tempa dryfu charakterystyk układu i urządzenia termometrycznego .....	173
2.11. Prognoza czasu życia układu lub urządzenia pomiarowego temperatury .....	173
2.12. Ocena rozłączna skutków procesów starzenia i samopodgrzewania występujących w charakterystyce urządzenia termometrycznego .....	179
2.13. Ocena cyklu zmian zasilacza układu niezrównoważonego mostka pomiarowego .....	187
3. Starzenie elementów elektronicznych układów pomiarowych .....	194
4. Ciepłe warunki pracy podzespołów i urządzeń .....	196
IV. WARUNKI KLIMATYCZNE NA BADANYCH STACJACH W 2017 ROKU .....	197
1. Wprowadzenie .....	199
2. Charakterystyka wybranych elementów meteorologicznych w 2017 roku na tle wielolecia 1981-2015 .....	200
2.1. Kierunek wiatru .....	200
2.2. Prędkość wiatru .....	200
2.3. Temperatura średnia powietrza .....	203
2.4. Temperatura maksymalna powietrza .....	205
2.5. Temperatura minimalna powietrza .....	206
2.6. Ciśnienie atmosferyczne na poziomej stacji .....	207
3. Najczęstsze zjawiska meteorologiczne podczas pomiarów porównawczych .....	210
4. Podsumowanie .....	212
V. WYNIKI SZCZEGÓŁOWE POMIARÓW PORÓWNAWCZYCH	
TEMPERATURY POWIETRZA .....	213
1. Wprowadzenie .....	215
2. Analiza przyczyn i skutków deformacji charakterystyki urządzenia termometrycznego .....	218
2.1. Koszalin – luty 2017 .....	218
2.2. Gdańsk-Świbno – czerwiec 2017 .....	220
2.3. Chojnice – październik 2017 .....	221
2.4. Chojnice – luty 2017 .....	222
2.5. Koszalin – październik 2017 .....	223
2.6. Toruń – czerwiec 2017 .....	224
2.7. Kołobrzeg – czerwiec 2017 .....	225
2.8. Toruń – luty 2017 .....	226
2.9. Hel – luty 2017 .....	227
3. Wyniki analizy układu pomiarowego ( $r_{s1} = T_{Rw} - 40$ ) .....	229
3.1. Chojnice .....	230
3.2. Koszalin .....	234
3.3. Elbląg-Milejewo .....	238
3.4. Ustka .....	242

3.5. Toruń .....	246
3.6. Resko .....	250
3.7. Łębork .....	254
3.8. Kołobrzeg .....	258
3.9. Hel .....	262
3.10. Gdańsk-Świbno .....	266
4. Wyniki analizy urządzenia pomiarowego ( $r_{s2} = T_a - T_w$ ) .....	270
4.1. Chojnice .....	270
4.2. Koszalin .....	273
4.3. Elbląg-Milejewo .....	275
4.4. Ustka .....	277
4.5. Toruń .....	279
4.6. Kołobrzeg .....	281
4.7. Hel .....	283
4.8. Gdańsk-Świbno .....	285
VI. WNIOSKI Z MASOWYCH POMIARÓW PORÓWNAWCZYCH TEMPERATURY .....	287
Wnioski doświadczalne – poznawcze .....	289
Wnioski metodyczne .....	294
Wnioski organizacyjne .....	295
Załącznik 1. Zbiorcze tablice wynikowe .....	290
Bibliografia .....	309
Spis rysunków .....	311
Spis tabel .....	315
Abstract .....	318

## Streszczenie

Wyniki zrealizowanych w poprzednich latach badań nad wiarygodnością pomiarów temperatury powietrza, a także wszelkich innych wielkości fizycznych przetworzonych na postać sygnałów analogowych, mierzone za pośrednictwem odnośnych urządzeń automatycznych stacji meteorologicznych stosowanych w PSHM, potwierdziły, że pomiary te obarczane są błędem systematycznym nieznanym, o wartości indywidualnie zmiennej w czasie, wynikającej z niekontrolowanego rozwoju zjawiska mikro-zmienności charakterystyk wejścia/wyjścia, w procesie starzenia tych urządzeń. Stwierdzona eksperymentalnie prędkość narastania w czasie błędów systematycznych nieznanach dochodziła do  $0,3^{\circ}\text{C}/8$  miesięcy, co odpowiada  $0,45^{\circ}\text{C}/\text{rok}$ . Błędy te w sposób systematyczny zawyżają wyniki pomiarów temperatury powietrza. Przy takim tempie zmian oraz braku technicznych możliwości ich korygowania, jedynym racjonalnym rozwiązaniem jest opracowanie postępowania analityczno-obliczeniowego dla ich indywidualnego określania i wprowadzania odnośnych korekt do pozyskanych szeregów danych w trybie rozłącznym.

Dla zapewnienia spójności wszelkich pomiarów z wzorcami państwowymi mierzonych wielkości, w polskiej Służbie Meteorologicznej zostało opracowane specjalistyczne narzędzie do badania skutków zjawiska mikrozmienności charakterystyk wej./wyj. urządzeń termometrycznych. Jest to system analityczno-obliczeniowy oparty na metodzie statystycznej regresji wielokrotnej pięciu zmiennych fizycznych mających wpływ na rozwój i przebieg zjawiska mikrozmienności charakterystyk, opracowany na podstawie czterdziestu ośmiu rocznych szeregów czasowych pozyskanych danych. System został wyposażony w dodatkowe postępowanie kontroli jakości danych wejściowych i obliczeń. Jego weryfikacja nastąpiła w rocznym eksperymencie wdrożeniowym na fragmencie sieci PSHM, obejmującym dziesięć stacji meteorologicznych. Wyniki prac zawierają:

- 1) Projekt programu pomiarów porównawczych.
- 2) Opis szczegółowy narzędzia detekcji i monitoringu zmian wiarygodności opracowanej, zweryfikowanej i wdrożonej zintegrowanej formy wspomnianego postępowania analityczno-obliczeniowego, która umożliwia jego zastosowanie w skali masowej i w trybie quasi-operacyjnym, w programie miesięcznego, telemetrycznego monitoringu zmian i kontroli wiarygodności narzędzi pomiarowych meteorologii.

- 3) Opracowaną koncepcję, plan i metody szczegółowe do programu telemetrycznej diagnostyki stanu technicznego i wiarygodności pomiarów. W chwili obecnej obejmuje on dziewięć analiz szczegółowych, do których należą:
- ocena procesu zmian charakterystyki roboczej urządzenia termometrycznego załogowych stacji meteorologicznych w danym miesiącu;
  - ocena procesu zmian charakterystyk roboczych układu termometrycznego automatycznych stacji meteorologicznych, załogowych i bezzałogowych;
  - ocena jakości obliczonego szeregu korekt. Automatyczne wprowadzenie korekt obliczonych indywidualnie, dla każdej zmierzonej wartości, do szeregu czasowego danych termometrycznych;
  - diagnostyka telemetryczna niesprawności czujników i urządzeń pomiarowych, w tym dotyczących: procesu samopodgrzewania czujnika termometrycznego Pt-100; wiarygodności czujnika prędkości wiatru, czujnika wilgotności powietrza i czujnika ciśnienia atmosferycznego; wiarygodności przetwornika analogowo-cyfrowego;
  - monitoring długookresowy mikrozmienności charakterystyki urządzenia pomiarowego;
  - tempo dryfu charakterystyki układu pomiarowego;
  - prognoza tempa zmian charakterystyki urządzenia pomiarowego oraz czasu życia układu pomiarowego temperatury;
  - analiza przyczyn i skutków deformacji charakterystyki urządzenia pomiarowego;
  - ocena procesu zmian charakterystyki roboczej urządzenia termometrycznego bezzałogowych stacji meteorologicznych.
- Program telemetrycznej diagnostyki może być rozbudowany o dalsze postępowania analityczne i diagnostyczne.
- 4) Opis warunków klimatycznych programu pomiarów porównawczych temperatury powietrza i wiatru, tj. charakterystyki klimatyczne stacji uczestniczących w programie pomiarów porównawczych, szczególnie zjawiska meteorologiczne 2017 i ich potencjalny wpływ na wyniki metod analityczno-obliczeniowych.
- 5) Wyniki szczegółowe programu pomiarów porównawczych z komentarzem metrologicznym.

## Program badań

### 1. Uzasadnienie programu badań

W miernictwie meteorologicznym Państwowej Służby Hydrologiczno-Meteorologicznej, zjawisko mikrozmienności charakterystyk urządzeń do pomiaru sygnałów analogowych w automatycznych stacjach meteorologicznych, pojawiające się i rozwijające w okresie ich ekspozycji polowej, jest stosunkowo nowe. W fazie rozwiniętej, jako źródło nieznanymi i bezustannie zmiennymi błędami systematycznymi, których wartości są funkcją kilku zmiennymi fizycznymi, a podłożem – proces starzenia, zjawisko mikrozmienności jest główną przyczyną niekontrolowanej utraty wiarygodności wskazań urządzeń termometrycznych automatycznych stacji meteorologicznych.

Narodowe Służby Meteorologiczne, mocą konwencji genewskiej dotyczącej Światowej Organizacji Meteorologicznej, są zobowiązane do wykonania uchwał Światowego Kongresu Meteorologicznego, w szczególności w zakresie przepisów technicznych dotyczących standardowych metod i zasad meteorologicznych, które są wiążące dla państw członkowskich i wchodzi w życie w stosunku do tych państw bez konieczności ich ratyfikacji czy innego formalnego zatwierdzenia. Podczas obrad w Genewie w okresie od 25 maja do 12 czerwca 2015 r., XVII Światowy Kongres Meteorologiczny zatwierdził do realizacji strukturę WIGOS (World Integrated Global Observation System) wraz z odnośną dokumentacją, która obejmuje również 14. edycję podręcznika miernictwa meteorologicznego *Guide to Meteorological Instruments and Methods of Observation* [WMO 2017]. Dokument ten zobowiązuje służby narodowe do stosowania i utrzymywania w ruchu operacyjnym urządzeń pomiarowych wiarygodnych, których wskazania nie mogą być obciążone błędami systematycznymi nieznanymi, a będąc przypadkowymi muszą być utrzymane w określonych przedziałach zmienności.

Realizując te zobowiązania, polska Państwowa Służba Hydrologiczno-Meteorologiczna podjęła i kontynuowała w ubiegłych latach stosowne prace badawcze. Zbadano samo zjawisko mikrozmienności charakterystyk urządzeń termometrycznych wraz z określeniem jego potencjalnych przyczyn. Opracowano także specjalistyczne narzędzie do jego badania na szeregach czasowych pozyskanych danych,

tj. system analityczno-obliczeniowy oparty na metodzie statystycznej regresji wielokrotnej pięciu zmiennych fizycznych, mających wpływ na rozwój i przebieg zjawiska mikrozmienności charakterystyk, który został wyposażony w dodatkowe postępowanie kontroli jakości obliczeń.

Działanie tego postępowania zostało zweryfikowane w programie rocznego eksperymentu wdrożeniowego przeprowadzonego w 2016 r. na trzech stacjach meteorologicznych PSHM. Wyniki prac zostały opublikowane w wydawnictwach IMGW, w formie trzech monografii<sup>1</sup>.

Przedstawiony stan rzeczy wymagał podjęcia badań uzupełniających, których swoistym podstawowym celem jest poznanie zespołu warunków i przyczyn, składających się na powstanie i rozwój mikroskalowych zjawisk fizycznych, deformujących charakterystyki wejścia/wyjścia urządzeń termometrycznych automatycznych stacji meteorologicznych. Jego osiągnięcie pozwoli na korektę wielkości meteorologicznych mierzonych za pośrednictwem sygnałów analogowych oraz gromadzenie danych przy zachowaniu standardów WIGOS. Celem pochodnym jest weryfikacja założenia o możliwości uruchomienia programu monitoringu wiarygodności pomiarów temperatury i innych wielkości, w trybie operacyjnym, w skali całej sieci pomiarowej PSHM.

W wyniku tych przesłanek, w roku 2017 podjęta została ostatnia praca badawczo-rozwojowa pod roboczym tytułem *Monitoring wiarygodności pomiarów temperatury powietrza i innych wielkości, metodą pomiarów porównawczych, na wybranym fragmencie sieci PSHM*. Fragment ten objął dziesięć stacji meteorologicznych PSHM.

## **2. Ogólne założenia metodyczne do programu badań**

1. Badania mogą być przeprowadzone w oparciu o pomiary porównawcze temperatury urządzeniami odniesienia, których zasada działania da gwarancję utrzymania wiarygodności ich wskazań, wyłącznie jako funkcji dwóch zmiennych – temperatury i czasu, przy zachowaniu dokładności jej pomiarów zgodnej ze standardami WIGOS.
2. Poznanie genezy wymienionych zjawisk mikroskalowych może nastąpić w wyniku pozyskania i analizy dostatecznie licznych, synchronicznych szere-

---

<sup>1</sup>Róždzyński K., 2013, Mikrozmienność charakterystyk urządzeń termo- i higrometrycznych w automatycznych stacjach meteorologicznych PSHM, IMGW-PIB, Warszawa, 237 s.; Róždzyński K., 2015, Ocena wiarygodności analogowych urządzeń pomiarowych automatycznych stacji meteorologicznych w trybie operacyjnym, metodą porównawczą synchronicznych szeregów par danych, IMGW-PIB, Warszawa, 153 s.; Róždzyński K., 2017, Metoda określania zmienności charakterystyk urządzeń, układów i czujników termometrycznych automatycznych stacji meteorologicznych, dla programu monitoringu jakości pomiarów, IMGW-PIB, Warszawa, 170 s.



gów czasowych pomiarów porównawczych, pozyskanych z różnych stacji meteorologicznych, w warunkach naturalnej zmienności pól fizycznych atmosfery.

3. Dla wykonania masowych analiz pozyskanych danych musi być zastosowane jednolite, niezawodne postępowanie analityczno-obliczeniowe, oparte na standardowych metodach analizy statystycznej regresji wielokrotnej. Celem zredukowania ryzyka wystąpienia pomyłek i błędów obliczeniowych, jakie mogą wystąpić w zastosowaniach masowych złożonego narzędzia analityczno-obliczeniowego, a także dla zmniejszenia czasu obliczeń, postępowaniu temu należy nadać postać zintegrowaną, realizującą automatycznie wszystkie niezbędne operacje logiczne i matematyczne.
4. Ze względu na swoisty cel badań należy do równania regresji wielokrotnej wprowadzić fizyczne zmienne niezależne, jakie uczestniczą w kształtowaniu warunków procesu wymiany z otoczeniem ciepła Joule'a wytwarzanego w urządzeniu i czujniku termometrycznym
5. Dla osiągnięcia głównego celu badań, którym jest poznanie genezy niepożądanych, mikroskalowych zjawisk fizycznych, tj. całego procesu ich powstawania od zera i stopniowego rozwoju do postaci skrajnych, muszą być wykluczone wszelkie wnioski *a priori* o istotności lub nieistotności fizycznych zmiennych niezależnych, występujących w równaniu regresji wielokrotnej, wynikające z doświadczeń nagromadzonych w innych obszarach zastosowań statystyki.

Należy też podjąć próbę opracowania koncepcji programu i metod szczegółowych dla programu telemetrycznej, pośredniej diagnostyki stanu technicznego i wiarygodności urządzeń służących do pomiaru meteorologicznych zmiennych niezależnych ( $T$ ,  $V$ ,  $RH$  i  $p$ ).



**CZĘŚĆ I.**  
**PROJEKT PROGRAMU POMIARÓW**  
**PORÓWNAWCZYCH TEMPERATURY**  
**POWIETRZA 2017**

**K. Rózdzyński**



# 1. Wprowadzenie

Zagadnienie zmienności charakterystyk wejścia/wyjścia układów termometrycznych automatycznych stacji meteorologicznych zostało przedstawione w trzech opracowaniach monograficznych autora, prezentujących wyniki kolejnych etapów prac badawczych poświęconych:

1. zjawisku – *Mikrozmiennosc charakterystyk urzadzzeń termo- i higrometrycznych w automatycznych stacjach meteorologicznych PSHM* [Rózdżyński 2013];
2. narzędziu badawczemu – *Ocena wiarygodności analogowych urzadzzeń pomiarowych automatycznych stacji meteorologicznych w trybie operacyjnym, metoda porównawczą, synchronicznych szeregów czasowych par danych* [Rózdżyński 2015];
3. testowi narzędzia badawczego (postępowania analityczno-obliczeniowego regresji wielokrotnej liniowej, uzupełnionego korekcją skutków nieliniowości przebiegów rzeczywistych) w trybie quasi-operacyjnym, na wybranych stacjach – *Metody określania zmienności charakterystyk urzadzzeń, układów i czujników termometrycznych automatycznych stacji meteorologicznych dla programu monitoringu jakości pomiarów* [Rózdżyński 2017].

Niniejsze opracowanie tworzy czwartą, ostatnią część opracowań monograficznych, poświęconych zjawisku mikrozmienności charakterystyk urzadzzeń pomiarowych sygnałów analogowych automatycznych stacji meteorologicznych. Jego celem jest podjęcie próby uruchomienia systemu i programu monitoringu wiarygodności pomiarów wybranych narzędzi pomiarowych automatycznych stacji meteorologicznych, w trybie operacyjnym, na wybranym fragmencie sieci pomiarowej PSHM.

W miernictwie meteorologicznym zjawisko mikrozmienności charakterystyk roboczych urzadzzeń do pomiarów sygnałów analogowych w automatycznych stacjach meteorologicznych, w okresie ich ekspozycji polowej, jest stosunkowo nowe. Jak wykazały wspomniane wyżej badania, przeprowadzone w Polskiej Służbie Hydrologiczno-Meteorologicznej (PSHM), zjawisko to jest z punktu widzenia metrologii szczególnie uciążliwe, ponieważ:

- powstaje i rozwija się indywidualnie w postaci różnicy wskazań względem wzorca polowego, w przedziale odchyień dopuszczalnych w standardach WMO ( $\pm 0,2^{\circ}\text{C}$ ), lecz nie ma charakteru przypadkowego, a systematyczny;

- wartość składowej systematycznej tej różnicy jest nieliniową funkcją kilku fizycznych zmiennych niezależnych oraz czasu, co jest przyczyną obarczenia szeregów czasowych danych termometrycznych nieustannie zmiennym, nieznanym błędem systematycznym. Tym samym pomiary temperatury, wykonywane przez urządzenia termometryczne stacji automatycznych, stają się niewiarygodne w sensie metrologicznym;
- dochodzi do ogólnego zawyżania wyników pomiarów temperatury, bez możliwości wykrycia tego stanu rzeczy dotychczasowo stosowaną techniką okresowych pomiarów kontrolnych w akredytowanym laboratorium wzorcowniczym lub techniką połowych pomiarów kontrolnych.

Ten stan rzeczy może być skorygowany za pośrednictwem stosownego systemu korygowania deformacji charakterystyk wprowadzanych przez zjawisko ich mikrozmienności.

W tym celu może być wykorzystany opracowany dla PSHM system detekcji, identyfikacji i obliczania chwilowych wartości składowej systematycznej zjawiska mikrozmienności charakterystyk roboczych wspomnianych urządzeń, indywidualnie dla każdej wartości zmierzonej temperatury występującej w szeregu czasowym danych, w trybie operacyjnym. System ten posiada szereg pozytywnych cech i właściwości. Należą do nich:

- opracowane kompleksowe postępowanie analityczno-obliczeniowe (umożliwiające określenie szczegółowego modelu działania urządzeń termometrycznych automatycznych stacji meteorologicznych, w oparciu o teorię systemów, na podstawie znanych przyczyn i skutków, tj. sygnałów wejściowych i wyjściowych), w postaci równania matematycznego opisującego system. Postępowanie to znajduje szerokie zastosowanie w metrologii, w badaniu właściwości przyrządów pomiarowych. W programie przeprowadzonych badań związku między sygnałami wejściowymi i wyjściowymi zostały określone metodami analizy statystycznej, w oparciu o szeregi wartości określonych zmiennych fizycznych niezależnych i zależnych. Zmienność w czasie tych związków została określona w wyniku realizacji okresowo powtarzalnego programu pomiarów porównawczych, w odniesieniu do stosownych urządzeń pełniących funkcję wzorców połowych;
- system oparty jest na związkach przyczynowo-skutkowych wynikających z aktualnych zależności fizycznych, określanych dla szeregów miesięcznych równaniami liniowymi regresji wielokrotnej o wartościach współczynników regresji występujących przy określonych zmiennych niezależnych;
- system zaopatrzone w postępowanie dodatkowo redukujące potencjalne skutki niepełnej kompensacji składowej systematycznej, wynikającej z właściwości

metody najmniejszych kwadratów, zastosowanej do nieliniowych przebiegów rzeczywistych.

- system nie zawiera żadnych uproszczeń, przybliżeń, subiektywnych ocen, dobieranych subiektywnie współczynników itp., jest produktem operacji czysto matematycznych i logicznych;
- system pozwala analizować i określać wszystkie zależności, jakie są potrzebne dla kontroli jakości pomiarów temperatury w trybie operacyjnym dla racjonalnego zarządzania serwisem, a także umożliwia wykonanie automatycznej korekty pozyskanych szeregów czasowych danych termometrycznych przed ich wprowadzeniem do bazy danych historycznych.

Koncepcja ogólna metody detekcji i monitoringu zmian wiarygodności pomiarów temperatury powietrza i innych podstawowych wielkości meteorologicznych na automatycznych stacjach meteorologicznych polega na:

- opracowaniu postępowania analityczno-obliczeniowego wynikającego ze standardów WIGOS, w formie narzędzia dostosowanego do wykonywania całego postępowania automatycznie w krótkim czasie realizacji,
- rutynowym wdrożeniu postępowania. Dla praktyki wykonawczej oznacza to stworzenie możliwości ich wykorzystania w trybie operacyjnym;
- zorganizowaniu ośrodka obliczeniowego, z częstością raz na miesiąc, rutynowych obliczeń związanych z realizacją programu pomiarów porównawczych temperatury powietrza i wiatru, a także standardowych metod kontroli jakości pomiarów wg standardów WIGOS, w stosunku do wszystkich parametrów meteorologicznych mierzonych na stacjach załogowych i automatycznych;
- zorganizowaniu odpowiedniego programu pomiarów porównawczych i przekazu pozyskanych danych pomiarowych do ośrodka obliczeniowego jw.

Niniejszy program badań jest zatem pierwszą próbą zorganizowania, uruchomienia i utrzymania systemu kontroli wiarygodności wskazań i diagnostyki technicznej automatycznych stacji meteorologicznych, w trybie operacyjnym, na stanowiskach pomiarowych PSHM, w oparciu o standardowe metody analizy statystycznej pozyskanych szeregów czasowych jednego parametru – danych termometrycznych.

## **2. Cele i warunki programu pomiarów porównawczych temperatury powietrza i innych podstawowych wielkości meteorologicznych**

Cele programu metrologicznych pomiarów porównawczych, zorganizowanych w roku 2017, przy współdziałaniu wybranych stacji meteorologicznych Oddziału Morskiego IMGW-PIB, mogą być streszczone w następujących punktach:

1. Na podstawie wyników dotychczasowych badań przeprowadzonych w latach 2013, 2015 i 2016 (jak w pkt. 1 – Wprowadzenie) opracowanie ostatecznej wersji koncepcji metodycznej projektu organizacyjnego i technicznego wszechstronnej metody kontroli wiarygodności układów i urządzeń pomiarowych automatycznych stacji meteorologicznych, w trybie quasi-operacyjnym, z dużą częstością realizacji, dla pomiarów temperatury powietrza i innych wielkości meteorologicznych.
2. Weryfikacja jakości meteorologicznych danych pomiarowych metodą standardowej analizy statystycznej regresji wielokrotnej i postępowania kontrolnego, na rocznych szeregach czasowych danych, pozyskanych w programie pomiarów porównawczych przy użyciu sprzętu pomiarowego automatycznego i klasycznego.
3. Ocena zmienności charakterystyk urządzeń i układów termometrycznych metodą opornika wzorcowego oraz pomiarów porównawczych temperatury, metodami fizycznymi, na stacjach meteorologicznych załogowych. Oceniono zjawiska dryfu i mikrozmienności charakterystyk urządzeń termometrycznych.
4. Weryfikacja praktyczna, w warunkach operacyjnych, programu oceny wiarygodności pomiarów podstawowych wielkości meteorologicznych, wykonanych za pośrednictwem elektronicznego sprzętu pomiarowego na stacjach meteorologicznych (załogowych i automatycznych).
5. Zebranie doświadczeń metodycznych, organizacyjnych i technicznych dla programu pomiarów porównawczych innych wielkości, na stacjach meteorologicznych, w latach następnych.

Przeprowadzone w latach 2004-2005, na danych archiwalnych PSHM, masowe badania wyników długookresowych pomiarów porównawczych temperatury powietrza, przy użyciu standardowych termometrów stacyjnych i elektronicznych



urządzeń termometrycznych automatycznych stacji meteorologicznych, umożliwiły poznanie zjawiska mikrozmienności charakterystyk tych urządzeń oraz pozwoliły na określenie jego cech jakościowych i ilościowych. Zjawisko to dotyczy niedopuszczalnych zmian  $s y s t e m a t y c z n y c h$ , zachodzących w elektronicznych układach pomiarowych sygnałów analogowych automatycznych stacji meteorologicznych, w przedziałach wartości różnic wskazań rezerwowanych w miernictwie meteorologicznym wyłącznie dla błędów przypadkowych. Wyniki tych badań przedstawiono w publikacji *Mikrozmiennosc charakterystyk...* [Rózdżyński 2013].

W roku 2015 opracowano specjalne narzędzie do badania zjawiska mikrozmienności charakterystyk na szeregach czasowych danych operacyjnych – procedurę szablonowego postępowania analityczno-obliczeniowego, opartego na statystycznej metodzie regresji wielokrotnej pięciu fizycznych zmiennych niezależnych, obiektywnej metodzie oceny asymetrii rozkładów wartości szeregów resztowych jako miary jakości aproksymacji przebiegów rzeczywistych równaniami liniowymi regresji wielokrotnej jak wyżej oraz dodatkowej analizie szeregu składników resztowych na zawartość pozostałości szcążkowych składowej systematycznej [Rózdżyński 2015]. Narzędzie to może być stosowane do określania i kontrolowania rozwoju niepożądanego zjawiska, takich jak dryf lub mikrozmienność charakterystyk wejścia/wyjścia, niepostrzeżenie niweczących wiarygodność analogowych urządzeń pomiarowych automatycznych stacji meteorologicznych, eksploatowanych w narodowych służbach hydrologiczno-meteorologicznych.

Zaprojektowano, opracowano i zweryfikowano wariant opisanego postępowania, tj. metodę oceny wiarygodności meteorologicznych urządzeń pomiarowych w trybie operacyjnym, opartą na szeregach czasowych par danych, pozyskanych przy użyciu stacjonarnego opornika wzorcowego o stałej rezystancji. Badania przeprowadzono w warunkach standardowej ekspozycji polowej urządzeń pomiarowych stacji automatycznych i instrumentów odniesienia [Rózdżyński 2017].

Ich wyniki pozwoliły na pełne określenie procesu mikrozmienności charakterystyki wejścia/wyjścia, czyli oddzielne określenie systematycznych zmian charakterystyk układów termometrycznych oraz czujników termometrycznych stacji meteorologicznych, a także na opracowanie metod kontroli i korygowania zmian ilościowych charakterystyk w trybie operacyjnym oraz określenie założeń dla programu operacyjnej kontroli jakości pracy urządzeń termometrycznych automatycznych stacji meteorologicznych.

Zamierzona weryfikacja praktyczna programu oceny wiarygodności pomiarów podstawowych wielkości meteorologicznych oraz sprawdzania wiarygodności wskazań urządzeń termometrycznych i innych podstawowych wielkości na automatycznych stacjach meteorologicznych w warunkach operacyjnych, a także program detekcji i identyfikacji zjawiska mikrozmienności charakterystyk tych urządzeń na

polowych stanowiskach pomiarowych mogą być zrealizowane metodą pomiarów porównawczych, zastosowaną na każdej stacji załogowej. Wszelkie obliczenia związane z realizacją standardowego programu diagnostycznego powinny być wykonywane za pomocą odpowiedniego, zautomatyzowanego zestawu postępowań analitycznych i informacyjnych (makra) dla uniknięcia ryzyka wystąpienia pomyłek i błędów manipulacyjnych.

### **3. Założenia dla programu pomiarów porównawczych temperatury powietrza**

#### **3.1. Warunki organizacyjno-techniczne programu pomiarów porównawczych**

Warunki organizacyjno-techniczne programu pomiarów porównawczych 2017 należy przedstawić w dwóch częściach, odnoszących się kolejno do

- 1) kierowników i załóg stacji meteorologicznych;
- 2) pracowników technicznych obsługujących stacje automatyczne.

Ad 1). W części pierwszej dotyczą:

- oceny reprezentatywności stanowiska pomiarowego,
- utrzymania warunków ekspozycji,
- prowadzenia dziennika wydarzeń.

Ocena klasy reprezentatywności stanowiska pomiarów meteorologicznych dla stacji załogowej i automatycznej, uczestniczącej w programie pomiarów porównawczych, powinna być wykonana przez kierownika stacji. Należy ją wykonać wg klasyfikacji WMO, opisanej w *Instrukcji dla stacji meteorologicznych* [Różdżyński i in. 2015], dla pomiarów temperatury powietrza oraz dla prędkości i kierunku wiatru oraz metodą przedstawioną w opracowaniu *Metody oceny reprezentatywności meteorologicznych stanowisk pomiarowych. Część I. Znaczenie reprezentatywności, źródła zaburzeń i założenia metodyki ocen* [Wójcik et al. 2014]. Utrzymanie na stacyjnym stanowisku nienagannych warunków ekspozycji sprzętu pomiarowego w okresie jednego roku wymaga zaangażowania zarówno ze strony załogi, jak i serwisu technicznego stacji. Wszystkie warunki, niezbędne do uzyskania wiarygodnych wyników pomiarów wielkości meteorologicznych, zostały zebrane i przedstawione w publikacjach: *Ocena warunków ekspozycji meteorologicznego sprzętu pomiarowego oraz detekcji i redukcji wpływu czynników zmieniających te warunki* [Różdżyński 2014] oraz *Instrukcja właściwej ekspozycji meteorologicznych urządzeń pomiarowych* [Jurczak, Soroka 2016].

W sprawach dotyczących osłon radiacyjnych należy zachować następujące zasady:

- 1) Tradycyjne osłony radiacyjne żaluzjowe należy stosować przy pomiarach temperatury powietrza z wykorzystaniem standardowego termometru stacyjnego. Dla wykonania wiarygodnych pomiarów porównawczych temperatury powietrza czujnikiem termometrycznym Pt-100, należy go wyjąć z osłony radiacyjnej indywidualnej i zainstalować na stałe we wspólnej, tradycyjnej osłonie radiacyjnej, możliwie jak najbliżej termometru stacyjnego, dla uniknięcia różnic wprowadzanych przez wewnętrzny gradient temperatury, powstający w specyficznych warunkach meteorologicznych w osłonie tradycyjnej.
- 2) Pomiary wilgotności powietrza na stacjach automatycznych, bezzałogowych należy wykonać przy użyciu psychrometru Assmanna, przestrzegając zaleceń metodycznych opisanych w odpowiednim rozdziale *Instrukcji dla stacji meteorologicznych* [Grzelak-Agaciak 2015].

Kierownicy stacji wprowadzą na swoich stacjach instrukcję [Jurczak, Soroka 2016] jako obowiązującą przez cały okres realizacji programu pomiarów porównawczych.

Dokumentem o priorytetowym znaczeniu dla prowadzonych badań jest *dziennik wydarzeń*, którego omówienie zamieszczono w rozdziale 3.4.

Ad. 2.) W części drugiej warunki organizacyjno-techniczne programu pomiarów porównawczych dotyczą pracowników serwisu technicznego automatycznych stacji meteorologicznych.

Oczekiwania dotyczące prac serwisowych mogą być streszczone w jednym zdaniu: „utrzymać warunki techniczne sprzętu pomiarowego i jego ekspozycji w zgodności ze standardami WIGOS”. W praktyce oznacza to przestrzeganie zasad i standardów zapisanych w treści *Guide to Meteorological Instruments and Methods of Observation* [WMO 2017].

Zadania profesjonalnego serwisu dla systemu pomiarowego PSHM zostały zestawione i przedstawione w podręczniku pt: *Podstawy telemetrycznego miernictwa meteorologicznego*, na stronach 476-478 [Rózdzyński 2004]. Dotyczą one następujących zagadnień:

- 1) warunki techniczne i projektowanie związane z rozbudową lub wymianą systemów hydrologiczno-meteorologicznych;
- 2) instalacja przyrządów;
- 3) prace uruchomieniowe;
- 4) konserwacja wyposażenia;
- 5) wzorcowanie przyrządów.

## 3.2. Program pomiarów porównawczych

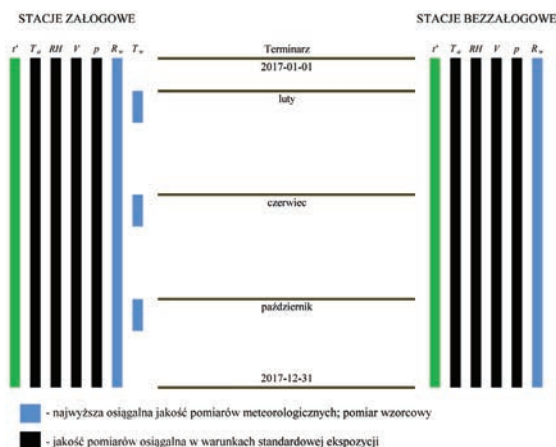
### 3.2.1. Założenia ogólne

Ogólny grafik pomiarów, jakie mają być wykorzystane dla osiągnięcia założonych celów, został przedstawiony na rys. I.1. Pomiarów porównawczych prowadzonych były przez okres roku kalendarzowego. Program pomiarów standardowych objął temperaturę powietrza, wilgotność względną powietrza, prędkość wiatru i ciśnienie atmosferyczne. Pomiarów dodatkowych dotyczą wartości oporności wzorcowej  $R_w$  przez cały rok. Temperatura powietrza mierzona była metodą tradycyjną (standardowym, stacijnym termometrem rtęciowym –  $T_w$ ) w okresach miesięcznych w lutym, czerwcu i październiku 2017 r.

Na stacjach bezzałogowych, automatycznych, został zrealizowany program pomiarów: temperatury powietrza ( $T_a$ ), wilgotności względnej powietrza ( $RH$ ), prędkości wiatru ( $V$ ), ciśnienia ( $p$ ) oraz oporności wzorcowej ( $R_w$ ).

Wartości rejestrowane w szeregach czasowych na automatycznych stacjach synoptycznych załogowych i bezzałogowych to:

- $T_a$ ,  $RH$ ,  $V$ ,  $p$  – wartości średnie (10 min.) skalarne;
- $R_w$  – wartość chwilowa z terminu wykonania pomiaru;
- $t$  – wartości chwilowe z terminu wykonania pomiaru., tj. czas obserwacji z dokładnością do ½ minuty.
- $T_w$  – wartość chwilowa z terminu wykonania pomiaru.



Rys. I.1. Ogólny grafik pomiarów porównawczych 2017; objaśnienie skrótów:  $t'$  – czas przeliczony,  $T_a$  – temperatura powietrza zmierzona przy pomocy termometru rezystancyjnego,  $RH$  – wilgotność względna,  $V$  – prędkość wiatru,  $p$  – ciśnienie atmosferyczne,  $T_{Rw}$  – temperatura odpowiadająca zmierzonej wartości rezystancji rezystora wzorcowego,  $T_w$  – temperatura powietrza zmierzona przy użyciu stacyjnego termometru rtęciowego

W całym okresie pomiarów porównawczych (tj. od 01.01. do 31.12.2017 r.) pierwszorzędne znaczenie dla wyniku pomiaru mają warunki ekspozycji oraz utrzymanie techniczne sprzętu pomiarowego. Reprezentatywność stanowiska pomiarowego ma w pomiarach porównawczych drugorzędne znaczenie.

### **3.2.2. Założenia szczegółowe dla programu pomiarów porównawczych temperatury**

Standardowy program pomiarów porównawczych oparto na następujących założeniach:

- W charakterze etalonów polowych wykorzystano stacyjne termometry rtęciowe, wzorcowane w CLAP oraz opornik wzorcowy  $R_w$ .
- Metodyka i warunki wykonywania pomiarów temperatury powietrza były zgodne z wytycznymi wykonywania pomiarów w PSHM (wg rozdziału 3. – *Temperatura powietrza w Instrukcji dla stacji meteorologicznych* [Różdżyński i in. 2015].
- Pomiar temperatury wykonywany był termometrem stacyjnym i czujnikiem termometrycznym stacji automatycznej – bez indywidualnej osłony radiacyjnej. Zarówno czujnik, jak i termometr umieszczone były w standardowej klatce meteorologicznej, z utrzymaniem warunków prawidłowej ekspozycji w całym okresie pomiarów porównawczych.
- Obserwatorzy wykonywali pomiary porównawcze z dużą dbałością o synchronizm czasowy.
- Pomiary porównawcze wykonywano o pełnych godzinach (1/h) w czasie GMT; zakłada się, że program pomiarów porównawczych w żadnym przypadku nie może kolidować z programem standardowym stacji, dlatego ustalono, że będzie realizowany ze stałym przesunięciem w czasie o dziesięć minut przed czasem GMT.
- Program pomiarowy zorganizowany został przy udziale dobrze przygotowanych obserwatorów, odpowiednio przeszkolonych przez kierowników stacji.
- W czasie trwania programu notowano dokładny czas wystąpienia zjawisk nadzwyczajnych, wykonywanych czynności serwisowych oraz wszystkich innych wydarzeń, mogących mieć wpływ na wartość wykonywanych pomiarów i jednorodność szeregów czasowych; stosowne adnotacje umieszczane były w dzienniku wydarzeń.
- Przed wykonaniem analizy statystycznej dane wejściowe poddano kontroli jakości, zarówno na etapie wykonywania pomiarów przez obserwatora, jak i przygotowywania szeregów danych do obliczeń. Jeżeli było to konieczne i możliwe, dane korygowano (część II – rozdz. 3.1).
- Produktem końcowym badań metodą analizy statystycznej były wykresy dryfu charakterystyki termometrycznego układu pomiarowego oraz wykresy mikro-

zmienności charakterystyk urządzenia termometrycznego (część III – rozdz. 2.1, część V).

- Prace wykonywane w ramach programu podzielono na dwa zespoły, tj. zespół obserwatorów i pracowników serwisu, odpowiedzialny za pozyskiwanie pomiarów oraz zespół obliczeniowy, odpowiedzialny za przetwarzanie danych.
- W niektórych sprzyjających warunkach zmienności temperatury, równanie regresji dla okresu miesięcznego mogłoby być wyznaczone z krótszego szeregu czasowego danych, lecz podjęcie takiej decyzji może nastąpić dopiero w centrum obliczeniowym, po uzyskaniu całego szeregu danych. Dlatego też we wszystkich przypadkach należy przestrzegać zasady pozyskiwania kompletu danych miesięcznych, obarczonych najmniejszą możliwą liczbą błędów grubych obserwacji, o najmniejszej możliwej amplitudzie.

Celem pomiarów porównawczych temperatury jest pozyskanie szeregów czasowych par danych (wzorcowej  $T_w$  i porównywanej  $T_a$ ) z trzech okresów jednomiesięcznych, rozłożonych równomiernie w okresie rocznym oraz  $T_{Rw}$  z wszystkich miesięcy. W obecnej fazie zmian klimatycznych ustalono dla programu miesiące: luty, czerwiec i październik.

### **3.2.3. Założenia szczegółowe dla programu pomiarów porównawczych wiatru**

Dla celów pomiarów porównawczych wiatru w sieciach narodowych w roli urządzeń odniesienia mogą być wykorzystane dobrej klasy anemometry czasowe, ponieważ poza znanymi walorami metrologicznymi wykazują właściwości lepsze nawet od ultradźwiękowych [Gregoire, Oualid 1997]. W porównaniu z anemometrami śmigłowymi, są one obciążone mniejszymi błędami dynamicznymi.

Dla wykonania pomiarów porównawczych anemometry powinny być zainstalowane na jednym maszcie, na rejce, w odległości od siebie większej niż dziesięć średnic korpusu czujnika o największej średnicy, tak aby przy najmniej korzystnym kierunku wiatru, warkocz wirów wytwarzanych przez ww. korpus był rozpraszany na odcinku do anemometru sąsiedniego i nie zaburzał pracy czujnika drugiego anemometru (rys. I.2). Generowanie dużego warkocza wirów w strumieniu przepływu jest jedną ze słabszych stron anemometrów czasowych, o czym należy pamiętać w trakcie ich montażu na maszcie. W przypadku, gdy rozmiary rejki, na której mocowane są porównywane anemometry, są za małe dla uzyskania ich rozstawu wystarczającego dla zredukowania na tym odcinku warkocza wirów do poziomów pomijalnych, można w y j ą t k o w o zamocować anemometr czasowy na wysokości o 20 cm wyższej lub:

1. ustawić rejkę na kierunku prostopadłym do osi sektora najczęstszych wiatrów;
2. w postępowaniu przygotowawczym szeregów danych zastosować filtrację

kierunków wiatru, ograniczając je do sektora wyznaczonego przez oś sektora najczęstszych wiatrów  $\pm 45^\circ$ ;

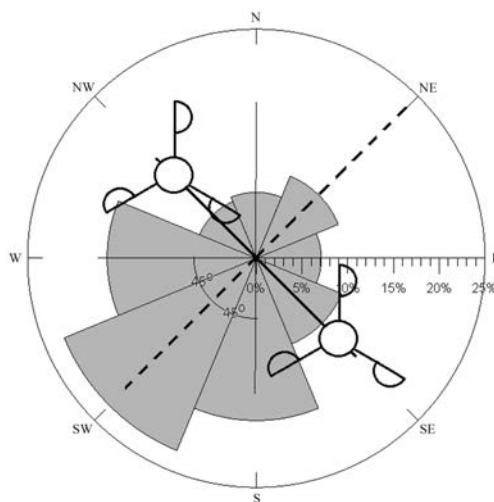
3. do dalszych obliczeń przyjąć jedynie wiatry (prędkość i kierunek) wiejące z sektora jw. i z sektora przeciwnego (na rys. I.2 SW $\pm 45^\circ$  oraz NE $\pm 45^\circ$ ).

Słabością anemometrów czasowych jest również konieczność częstej wymiany łożysk, które w wykonaniu specjalnym nie są tanie i muszą być wymieniane zgodnie z instrukcją producenta. Terminowa wymiana łożysk musi być realizowana konsekwentnie, w szczególności w przypadku pomiarów porównawczych długookresowych.

Wysokości ekspozycji środków części roboczych urządzeń pomiarowych (tzn. pozioma oś wirnika śmigłowego, punkt skrzyżowania osi poziomej czasz z pionową osią obrotu wirnika czaszowego, pozioma powierzchnia robocza anemometru ultradźwiękowego, oś dyszy anemometru ciśnieniowego itp.) mają być jednakowe.

Poza tym powinny być spełnione wszystkie warunki standardowej ekspozycji anemometru, określone w rozdziale 5. *Wiatr Instrukcji dla stacji meteorologicznych* [Rózdżyński i in. 2015].

Pomiary porównawcze prędkości wiatru, których celem jest jednorazowe określenie właściwości eksploatacyjnych nowych typów urządzeń anemometrycznych należy prowadzić w sposób ciągły, przez okres co najmniej dwanaście miesięcy, aby poddać je oddziaływaniu możliwie wszystkich charakterystycznych typów pogody występujących w cyklu rocznym. Zarówno dla urządzeń termometrycznych, jak i anemometrycznych korzystne jest wydłużenie tego czasu w celu uzyskania powtórzenia okresu niskich lub wysokich temperatur.



Rys. I.2. Ustawienie anemometrów z eliminacją kierunków zaburzonego przepływu



### 3.3. Postępowania analityczno-obliczeniowe

W zespole obliczeniowym każdy miesięczny szereg czasowy par danych z każdej stacji poddany został analizie przy zastosowaniu postępowań opisanych w części drugiej niniejszej publikacji.

W przypadku uzyskania wyników potwierdzających, że przybliżona charakterystyka miesięczna spełnia lub nie spełnia warunków wiarygodności pomiarów temperatury powietrza określonych przez WMO, ośrodek obliczeniowy powinien powiadomić o tym fakcie kierownika odnośnej stacji.

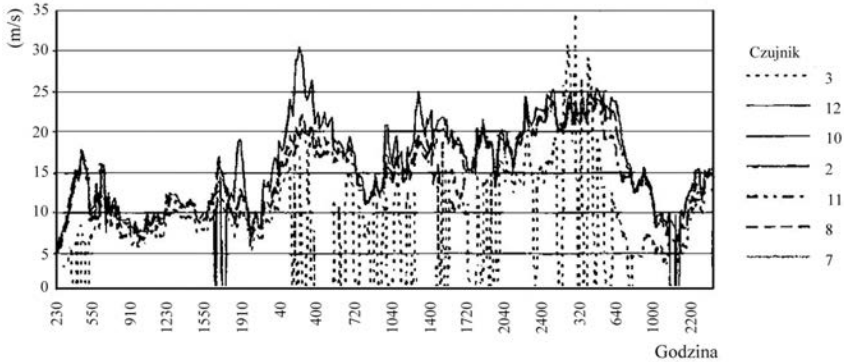
### 3.4. Dziennik wydarzeń

Dokumentem o pierwszorzędym znaczeniu dla prowadzonych badań był *dziennik wydarzeń*, w którym wszyscy pracownicy uczestniczący czynnie w realizacji programu pomiarów porównawczych, pod daną datą, zaznaczając dokładny lub przybliżony czas zdarzenia, wpisywali swoje uwagi, relacje, meldunki i spostrzeżenia dotyczące warunków, zjawisk, zdarzeń, prac – zamierzonych i przypadkowych, jakie mogły mieć wpływ na dokładność pomiarów temperatury lub innych wielkości meteorologicznych.

Jest rzeczą niezmiernie ważną, aby wszyscy uczestnicy programu zapisywali w stacyjnym dzienniku wszystkie wydarzenia istotne dla oceny działania sprzętu pomiarowego w terminie wykonanej obserwacji, tj.:

- wszystkie typy hydrometeorów;
- burze, burze odległe, błyskawice bez słyszalnego grzmotu;
- przerwy w zasilaniu sieciowym stacji;
- wszystkie rodzaje i wyniki prac technicznych (awarie, przeglądy, regulacje, wymiany, sprawdzenia, testy sprawności itp.) dotyczących hardware i software;
- czas wystąpienia chwilowych zaburzeń pomiarów;
- inne spostrzeżenia obserwatorów lub uwagi kierownika stacji.

Znaczenie miało pozyskanie uwag obserwatorów dotyczących oblodzenia anemometrów ultradźwiękowych i czasowych z okresów występowania wszystkich typów hydrometeorów mogących zakłócić prawidłowe ich działanie. W szczególności dotyczy to marznącego deszczu, marznęcej mżawki, śniegu, deszczu ze śniegiem, deszczu o dużym natężeniu, pyłu diamentowego, gradu, krup lodowych, ziaren lodowych, śniegu ziarnistego, mgły lodowej, zamieci śnieżnej wysokiej, białej rosy, szronu właściwego i adwekcyjnego, szadzi, lodu szklistego i gołoledzi. Poza odnotowaniem w *dzienniku wydarzeń* wystąpienia tych zjawisk, pożądana jest ocena wizualna stanu anemometrów przy użyciu sprzętu optycznego, a także wykonanie fotografii przy użyciu teleobiektywu, jeżeli sprzęt taki jest dostępny.



Rys. I.3. Przykład skutków oblodzenia wybranych czujników anemometrycznych [Gregoire, Oualid 1997]

Zjawisko oblodzenia meteorologicznego sprzętu pomiarowego było w ubiegłych latach i będzie również w przyszłości przedmiotem zainteresowania licznych specjalistów. Poznanie procesu fizycznego jego powstania i rozwoju nie jest celem naszych badań. W obserwacjach oblodzenia anemometrów chodzi wyłącznie o odpowiedź na czysto praktyczne pytania: czy i po jakim czasie, w warunkach meteorologicznych sprzyjających powstawaniu oblodzenia, anemometry ultradźwiękowe określonego typu, stosowane w PSHM, zamarzają i przestają pracować oraz po jakim czasie po ich ustaniu ponownie podejmują pracę. Z międzynarodowych badań interkalibracyjnych wynika bowiem, że wśród urządzeń anemometrycznych działających na różnej zasadzie, anemometry ultradźwiękowe są jedynym typem, którego działanie w warunkach oblodzenia może całkowicie ustać, co jest zjawiskiem wysoce niebezpiecznym w specyficznych przypadkach (np. w programie osłony lotnictwa cywilnego).

Ilustruje to wykres wyników pomiarów anemometrów różnych typów w okresie dwóch dni ze zjawiskiem oblodzenia. Wskazania anemometrów zostają w różnym stopniu zaniżone, natomiast anemometr ultradźwiękowy wielokrotnie przestaje działać (czujnik nr 3).

Jak już wiadomo, anemometry ultradźwiękowe wprowadzone w PSHM wykazują tendencję do reagowania na niepożądane zakłócenia wywołane chociażby bliskim przelotem ptaków, co mierzone jest jako nagłe porywy wiatru np. w czasie ciszy. Są też podatne na obrastanie i zatykanie przestrzeni pomiarowej marznięcymi opadami stałymi, co jest szczególnie niebezpieczne na lotniskach. Podczas śnieżyć może wystąpić utrata informacji o prędkości wiatru, a tym samym znacząco wzrośnie ryzyko niewłaściwego określenia warunków lądowania. Bezpośrednim skutkiem tych zjawisk jest poszerzenie przedziału błędów przypadkowych, jakimi obarczone są wyniki pomiarów.

Uwagi te w głównej mierze dotyczą anemometrów ultradźwiękowych typu COMPACT, a w mniejszym stopniu anemometrów o konstrukcji widlastej.

Pełna problematyka czynników deformujących wyniki pomiarów wielkości meteorologicznych opisana została w zeszycie nr 8 *Metody kontroli jakości danych* [Woźniak, Walczykiewicz 2014].

Celem prowadzenia *dziennika wydarzeń* było wyznaczenie silnych i jednoznacznych związków przyczynowo-skutkowych, które są warunkiem prawidłowego, naukowego wnioskowania poznawczego, będącego nadrzędnym celem pomiarów porównawczych.



**CZEŚĆ II.**  
**STANDARDOWE POSTĘPOWANIE**  
**ANALITYCZNO-OBLICZENIOWE**  
**DLA OKREŚLANIA MIKROZMIENNOŚCI**  
**CHARAKTERYSTYK URZĄDZEŃ**  
**I UKŁADÓW TERMOMETRYCZNYCH**

**B. Peek, K. Rózdzyński, K. Pilczyński**



# 1. Wprowadzenie

W ramach programu pomiarów porównawczych badano zjawisko zmienności charakterystyk urządzenia oraz układu termometrycznego, wynikających ze starzenia się sprzętu elektronicznego. Ich określenie było możliwe dzięki wykonywaniu synchronicznych pomiarów urządzeniami wzorcowymi (tj. termometrami i opornikami wzorcowymi), zainstalowanymi na stacjach na potrzeby badań.

Zmienność charakterystyk układu termometrycznego automatycznej stacji meteorologicznej badano w oparciu o różnicę  $r_1 = (T_{Rw} - 40)$  temperatury odpowiadającej oporności opornika wzorcowego zmierzonej przez układ pomiarowy ( $T_{Rw}$ ) i temperatury odpowiadającej ustalonej oporności  $Rw = const.$  opornika wzorcowego, tj.  $40^\circ\text{C}$ .

Gdyby układ termometryczny był niewrażliwy na oddziaływanie jakichkolwiek czynników, tj. pracowałby zgodnie z charakterystyką należną, to wartość mierzona byłaby równa stałej wartości temperatury opornika ( $T_{Rw} = const = +40^\circ\text{C}$ ). W rzeczywistości charakterystyki zasilacza niezrównoważonego mostka termometrycznego lub układu potencjometrycznego oraz układu termometrycznego mierzącego sygnał na wyjściu z tego mostka ulegały odkształceniom w procesie starzenia. W efekcie wynik pomiaru  $T_{Rw} \neq +40^\circ\text{C}$ , a różnica  $r_1 = (T_{Rw} - 40) \neq 0$ .

Badanie zmienności charakterystyk urządzenia termometrycznego automatycznej stacji meteorologicznej oparto na wyznaczeniu różnic ( $r_2 = T_a - T_w$ ) pomiaru temperatury urządzenia badanego ( $T_a$ ) w odniesieniu do pomiarów wzorcowych temperatury ( $T_w$ ) wykonanych przez obserwatora przy użyciu standardowego, stacyjnego termometru rtęciowego. Działanie termometrów rtęciowych opiera się na innych zasadach fizycznych niż działanie rezystancyjnych termometrów elektronicznych. Termometry rtęciowe podlegają procesowi starzenia, którego skutki maleją w czasie, a ich wiarygodność wzrasta wraz z czasem eksploatacji [WMO 2017, s. 67-74]. Natomiast termometry elektroniczne działają w oparciu na zależności rezystancji czujnika termometrycznego od temperatury. Różnica pomiędzy synchronicznie wykonanymi pomiarami ( $r_2 = T_a - T_w$ ) będzie więc obrazem odchylenia urządzenia badanego od wartości należnej oraz sumy błędów (systematycznych i przypadkowych) powstających w trakcie pomiarów.

Gdyby urządzenie elektroniczne nie podlegało procesowi degradacji (w procesie zużycia i starzenia), a wskazania nie były obciążone błędami systematycznymi,

to pomiary nim wykonane byłyby identyczne z pomiarami wiarygodnego urządzenia odniesienia (np. stacyjnego termometru rtęciowego).

Założenia metodyczne i zależności teoretyczne występujące w różnicach  $r_1$  i  $r_2$  jw. zostały przedstawione w opracowaniu monograficznym *Mikrozmiennosc charakterystyk urzadzzen, ukkladow i czujnikow termometrycznych automatycznych stacji meteorologicznych dla programu monitoringu jakosci pomiarow* [Rózdzyński 2017].

Identyfikacja czynników kształtujących zjawisko zmienności charakterystyk urządzenia i układu polegała na analizie stopnia powiązania zmienności charakterystyk z kluczowymi zmiennymi fizyki atmosfery. Jako zmienne niezależne przyjęto w badaniach te wielkości fizyczne, które zewnętrznie uczestniczą w kształtowaniu warunków wymiany z otoczeniem ciepła Joule'a – wydzielanego w elementach, podzespołach, a także układzie pozyskiwania i przetwarzania sygnałów analogowych urządzenia oraz układu termometrycznego. Identyfikację tych zmiennych w ramach opisu modelu wymiany ciepła w urządzeniach termometrycznych przeprowadzono w ramach badań poprzedzających [Rózdzyński 2017]. Uwzględniono w nich następujące zmienne: temperaturę powietrza ( $T_a$ ), prędkość wiatru ( $V$ ), wilgotność względną ( $RH$ ), ciśnienie ( $p$ ), czas ( $t'$ ). Pozostałe zmienne uczestniczące w kształtowaniu warunków wymiany ciepła (np. nasłonecznienie) nie zostały uwzględnione ze względu na istotne różnice jakości ich pomiarów ze standardami WIGOS.

Do wyznaczenia związków między przyjętymi zmiennymi zastosowano analizę statystyczną – metodę regresji wielokrotnej liniowej. Obliczenia wykonywano niezależnie dla wyznaczenia charakterystyk urządzenia i układu.

Postępowanie analityczno-obliczeniowe przebiegało wg etapów:

1. Przygotowanie szeregów obliczeniowych:
  - kontrola jakości danych wejściowych,
  - przygotowanie szeregu danych obliczeniowych dla układu termometrycznego,
  - przygotowanie szeregu danych obliczeniowych dla urządzenia termometrycznego.
2. Analiza statystyczna:
  - wyznaczenie równania regresji wielokrotnej liniowej,
  - wyznaczenie szeregów składowej systematycznej ( $r_s$ ) i reszt ( $r_p$ ),
  - ocena stopnia dopasowania równania regresji.
3. Analiza wyników:
  - wizualizacja – graficzne przedstawienie typowych związków analitycznych,
  - wyznaczenie miesięcznych charakterystyk urządzenia i układu,
  - ocena stopnia rozwoju zjawiska zmienności charakterystyk w zbiorczych zestawieniach miesięcznych.
4. Diagnostyka wiarygodności pomiarów.  
Poszczególne etapy opisano w dalszej części opracowania.



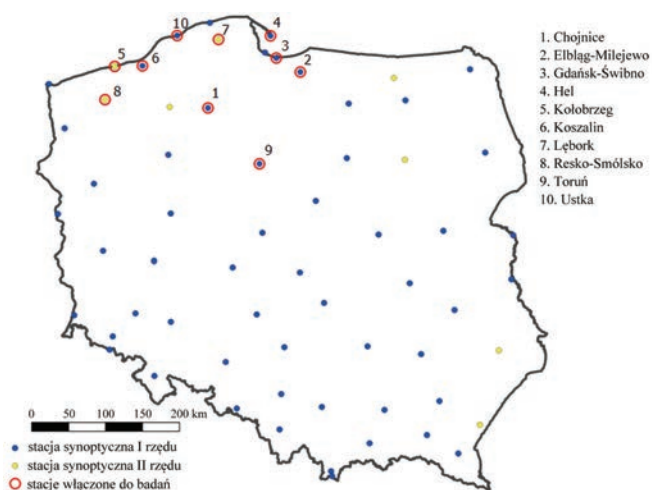
## 2. Dane wejściowe

Do badań włączono dziesięć stacji synoptycznych sieci meteorologicznej Polskiej Służby Hydrologiczno-Meteorologicznej (rys. II.1). Pomiary porównawcze temperatury wykonano na ośmiu z nich: Chojnice, Koszalin, Elbląg-Milejewo, Gdańsk-Świbno, Kołobrzeg, Hel, Toruń, Ustka, po uprzednim przeszkoleniu pracowników tych stacji oraz instalacji urządzeń niezbędnych do przeprowadzenia pomiarów porównawczych.

Dwie z włączonych do badań stacji synoptycznych są bezzałogowe, w związku z czym nie wykonywano na nich pomiarów termometrem rtęciowym ( $T_w$ ).

W badaniach analizowano sześć wielkości mierzonych (tab. II.1) oraz  $t'$  – czas wykonania pomiaru [rrrr:mm:dd hh:mm:ss] (jest to czas własny miesięcznego szeregu danych, dla każdego miesiąca liczony zawsze od zera).

Pomiary temperatury ( $T_w$ ) były wykonywane przez obserwatorów w trzech miesiącach: lutym, czerwcu, październiku 2017 – codziennie, co godzinę (1/h). Pomiary temperatury ( $T_a$ ) i  $T_{Rw}$  oraz pozostałych zmiennych ( $V$ ,  $RH$ ,  $p$ ,  $t$ ) na stacjach automatycznych były rejestrowane codziennie od stycznia do grudnia 2017 r. (rys. I.2, tab. II.1). Na potrzeby badań dane ze stacji automatycznych wykorzystano w dziesięciominutowej rozdzielczości czasowej (6/h).



Rys. II.1. Lokalizacja stacji synoptycznych PSHM włączonych do badań (opracowanie własne)

Tabela II.1. Wykaz zmiennych stosowanych w obliczeniach

Lp.	Symbol	Wielkość mierzona	Jednostka	Liczba pomiarów $n$ w czasie jednej godziny [n/1h]
1	$T_w$	Temperatura powietrza mierzona termometrem rtęciowym	°C	1/1h
2	$T_a$	Temperatura powietrza mierzona termometrem rezystancyjnym (czujniki Pt100 w urządzeniach HMP 155)	°C	6/1h
3	$T_{Rw}$	Temperatura mierzona w układzie*	°C	6/1h
4	$V$	Prędkość wiatru	m/s	6/1h
5	$RH$	Wilgotność względna powietrza	%	6/1h
6	$p$	Ciśnienie atmosferyczne	hPa	6/1h

\*  $T_{Rw}$  – wartość temperatury zmierzonej przy zdeformowanych charakterystykach układu pomiarowego i zasilacza mostka niezrównoważonego, w miejsce należnej = 40°C, reprezentowanej przez rezystancję opornika wzorcowego

Na badanych stacjach zainstalowane były termometry rezystancyjne firmy Vaisala, typu HMP 155 z czujnikiem temperatury Pt100. W ramach wykonywanego w ciągu roku serwisu czujniki te były wymieniane, a każda zmiana była rejestrowana i brana pod uwagę przy analizowaniu ciągów danych.

Zarówno czujniki termometrów rezystancyjnych, jak i termometry rtęciowe posiadały aktualne świadectwa wzorcowania, a procedury wprowadzania wyników wzorcowania urządzeń były stosowane wg aktualnych instrukcji PSHM.

Pozostałe wielkości meteorologiczne ( $V$ ,  $p$ ,  $RH$ ) pozyskiwane były przy użyciu automatycznych stacji meteorologicznych typu Vaisala MAWS102 lub MAWS201.

Dane wejściowe dla obliczeń regresji wielokrotnej liniowej dla wyznaczenia charakterystyk:

- 1) układu pomiarowego opierały się na zbiorach danych (Z1) o następujących cechach:
  - obejmowały miesięczne szeregi danych o rozdzielczości czasowej 6/h;
  - pozyskano dwanaście zbiorów danych dla każdej ze stacji (styczeń-grudzień 2017);
  - średnia liczebność jednego zbioru wyniosła: 30 dni  $\times$  24h  $\times$  6 = 4320 terminów obserwacji, co daje w ciągu miesiąca ok. 25920 pomiarów;
  - pomiary wchodzące w skład szeregów obliczeniowych Z1 to:  $T_a$ ,  $T_{Rw}$ ,  $V$ ,  $RH$ ,  $p$ ,  $t'$ ;
  - zmienna zależna:  $r_1 = (T_{Rw} - 40)$ ;
  - pozyskiwane były wyłącznie z automatycznych stacji meteorologicznych;
  - obliczenia z zastosowaniem kompletnego postępowania analityczno-obliczeniowego wykonano łącznie na stu dwudziestu takich zbiorach.

2) urządzenia pomiarowego opierały się na zbiorach danych (Z2) o następujących cechach:

- obejmowały miesięczne szeregi danych o rozdzielczości czasowej 1/h;
- pozyskano trzy zbiory danych dla każdej ze stacji (luty, czerwiec, październik 2017);
- średnia liczebność jednego zbioru wyniosła:  $30 \text{ dni} \times 24 \text{ h} = 720$  terminów obserwacji, co daje w ciągu miesiąca ok. 4320 pomiarów;
- pomiary wchodzące w skład szeregów obliczeniowych Z2 to:  $T_w, T_a, T_{Rw}, V, RH, p, t'$ ;
- zmienna zależna:  $r_2 = (T_a - T_w)$ ;
- pomiar  $T_w$  wymagał manualnego wykonania przez obserwatora; czas wykonania pomiaru spisywany był z dokładnością co do sekundy; źródłem zmiennych ( $T_a, T_{Rw}, V, RH, p, t$ ) była automatyczna stacja meteorologiczna;
- obliczenia wykonano łącznie na dwudziestu czterech zbiorach.

Ponadto dla stacji: Chojnice, Koszalin, Elbląg dysponowano pomiarami porównawczymi  $T_w$  (zbiory Z2) z lipca i września 2015 r. oraz pomiarami porównawczymi  $T_{Rw}$  (zbiory Z1) z okresu maj-wrzesień, listopad, grudzień 2015 oraz styczeń-marzec 2016 roku. Dla tych zbiorów również wykonano obliczenia wg opisywanej w niniejszym opracowaniu metodyki.

Tabela II.2. Liczebność pomiarów porównawczych poddanych analizie w 2017 r.

Stacja	Chojnice		Koszalin		Elbląg		Toruń		Hel		Kołobrzeg		Świbno		Ustka		Lębork	Resko
Numer stacji	Z1	Z2	Z1	Z2	Z1	Z2	Z1	Z2	Z1	Z2	Z1	Z2	Z1	Z2	Z1	Z2		
I	3603		3611		4464		4464		4454		4465		4464		4464		4464	4320
II	4032	657	4032	658	4032	671	4032	668	4032	671	4030	361	4032	635	4032	659	4020	4032
III	4464		4464		4464		4464		4464		4463		4464		3885		4464	4464
IV	4320		4320		4239		4320		4320		4320		4320		4096		4312	4320
V	4464		4464		4168		4459		4464		4464		4464		4464		4354	3030
VI	4320	685	4320	691	4280	716	4320	719	4320	704	4314	387	4318	720	4319	716	4262	4320
VII	4464		4464		4412		4464		4320		4462		4462		4462		4459	4464
VIII	4464		4442		4354		4464		4365		4460		4464		4461		4464	4464
IX	4320		4316		4161		4320		4219		4316		4320		4320		4320	4320
X	4464	731	4464	736	3777	602	4438	734	4371	727	4464	401	4464	743	4458	743	4407	4463
XI	4318		4320		3620		4320		4112		4320		4320		4318		4247	4320
XII	4464		4460		4366		4460		4464		4464		4464		4464		4464	4464
I	4464		4464		4460		4464		4457		4459		4464		4462		4460	4462
II	4032	671	4032	670	4032	668	4032	670	4032	673	4028	363	4032	669	4032	656	4029	4032

2017

2018

### 3. Przygotowanie szeregów czasowych danych do obliczeń

#### 3.1. Kontrola jakości danych

##### 3.1.1. Kontrola jakości danych w szeregu pomiarów automatycznych

Dla szeregów danych w zbiorach Z1 identyfikacja błędów przebiegała poprzez walidację:

- A. liczebności zbioru, wg liczby należnej dla danego miesiąca, dla pomiarów wykonywanych co dziesięć minut (np. dla stycznia 2017 r.  $N_{nalezne} = 31 \times 24 \times 6 = 4464$ );
- B. poprawności kroku czasowego (dziesięciominutowe odstępy pomiędzy kolejnymi pomiarami);
- C. statusu pomiaru nadawanego każdemu pomiarowi przez wewnętrzne oprogramowanie stacji MAWS, na podstawie próbkowania (*valid*, *invalid*, *suspicious*);
- D. monitoringu wartości minimalnych i maksymalnych w szeregach.

Ad. A.

Rzeczywista liczebność miesięcznego zbioru (tab. II.2) była porównywana z liczebnością należną, tj. maksymalną liczebnością zbioru wyliczoną dla pomiarów o dziesięciominutowej rozdzielczości czasowej w danym miesiącu.

Mniejsza niż należna liczebność danych wynikała z braku terminu w pomiarach wykonywanych przez stację automatyczną. Braki wynikały najczęściej z chwilowej awarii rejestratora bądź transmisji danych. Nie były uzupełniane w zbiorach danych, ponieważ wymagałyby interpolacji wszystkich pomiarów w danym terminie.

Kontrola liczebności szeregów była przeprowadzona celem oceny reprezentatywności zbiorów danych oraz wielkości próby, na podstawie których wykonywano analizy statystyczne.

Ad. B.

Błąd kroku czasowego objawiał się m.in. zdublowaniem terminów w wyniku błędnego zapisu daty bądź zwielokrotnieniem terminu w bazie danych. Wyeliminowanie błędu kroku czasowego następowało zawsze z zachowaniem wewnętrznej spójności pomiarów (wprowadzane zmiany nie mogły wpływać na zmianę kierunku

tendencji wynikającej z poprzedzających i następujących pomiarów). Walidacja na tym etapie polegała na:

- weryfikacji, czy błąd powstał na skutek niepoprawnego zapisu daty; jeżeli tak, data lub czas pomiaru były poprawiane,
- usunięciu terminów zdublowanych, zachowanie terminu będącego spójnym logicznie z pomiarami otaczającymi. Jeżeli wszystkie pomiary zdublowanych terminów były spójne logicznie w szeregu, zachowywano pierwszy termin.

Ad. C.

Gdy w szeregu czasowym poszczególnej zmiennej wystąpił pojedynczy pomiar o statusie invalid lub suspicious ( $x_i$ ), jego wartość była uśredniana z pomiaru poprzedzającego ( $x_{(i-10\text{min})}$ ) i następnego ( $x_{(i+10\text{min})}$ ):  $x_i = (x_{(i-10\text{min})} + x_{(i+10\text{min})})/2$ .

Jeżeli w szeregu czasowym którejkolwiek ze zmiennych wystąpił więcej niż jeden brak pomiaru w następujących po sobie dziesięciominutowych terminach, to wartości pomiarów nie były interpolowane, a dane terminy we wszystkich zmiennych były usuwane, tak że szeregi czasowe danych poddane analizie statystycznej nie zawierały danych o statusie invalid lub suspicious.

Ad. D.

Kontrola jakości danych przebiegała dodatkowo poprzez monitoring wartości minimalnych i maksymalnych w szeregach czasowych danych, celem ich odniesienia do wartości zakresu pomiarowego oraz do wartości charakterystyk klimatycznych.

### 3.1.2. Kontrola jakości danych w szeregu pomiarów obserwatora

Etapy kontroli szeregu pomiarów wykonanych przez obserwatora (Z2) przebiegały kolejno poprzez walidację:

- A. liczebności szeregu pomiarów temperatury, wg liczby należnej dla danego miesiąca. Dla pomiarów wykonywanych co jedną godzinę w lutym 2017 r.  $N_{należne} = 28 \times 24 = 672$ ;
- B. poprawności skoku czasowego (odstępów jednogodzinne pomiędzy kolejnymi pomiarami);
- C. błędów grubych.

Ad. A.

Analogicznie jak w ad. A, rozdz. 3.1.1, dla jednogodzinowej rozdzielczości czasowej.

#### Ad. B

Analogicznie jak w ad. B, rozdz. 3.1.1. Dopuszczano wykonanie pomiaru przez obserwatora dziesięć minut przed pełną godziną, z uwagi na konieczność uniknięcia kolizji wykonania pomiarów porównawczych i nadania depeszy synoptycznej.

#### Ad. C.

Przedmiotem badań jest dryf charakterystyki układu pomiarowego sygnałów analogowych, który odbywa się w tempie kilku setnych części stopnia na miesiąc. Z tego powodu w analizie statystycznej szeregów czasowych danych termometrycznych, szczególnej uwagi wymaga problem błędów grubych pomiarów wykonanych przez obserwatora. Odstające obserwacje, wynikające z błędów grubych, mogą w poważny sposób zaburzyć równanie regresji przez „naciąganie” linii regresji w jakimś kierunku i spowodować zmianę wartości współczynników regresji.

Z tych powodów błędy grube usuwano z szeregu danych. Jednak zwracano szczególną uwagę, aby dużych różnic wskazań  $r_2 = (T_a - T_w)$  nie eliminować pochopnie. Nie wiadomo bowiem, czy duża wartość różnicy wynika z dużej wartości dryfu charakterystyki układu pomiarowego stacji automatycznej, z dużej wartości błędu przypadkowego w wyniku powstania dużej, przypadkowo jednoimiennej sumy drobnych błędów składowych, czy też z błędu grubego obserwatora. Należy w tym miejscu doprecyzować, że nie usuwano z szeregów wartości skrajnych żadnego z pomiarów.

Liczba wartości różnic  $r_2 = (T_a - T_w) > |\pm \Delta_{max}|$ , gdzie  $\Delta_{max}$  – maksymalna wartość różnicy  $r$  dopuszczalna dla celów analizy statystycznej, nie powinna być większa od około 0,5% liczby pomiarów wchodzących w skład analizowanego szeregu czasowego par danych, tj. czterech w skali miesiąca. Większa liczba różnic przypadkowych, o wartościach większych od  $\Delta_{max}$ , może wynikać z niedbałości obserwatora i w tym przypadku świadczyłaby o złej jakości szeregu danych odniesienia, a więc wpływałaby na jakość analizy i obniżenie jej wartości. W odniesieniu do powyższego, podjęto decyzję o usunięciu z danych obliczeniowych wszystkich pomiarów obarczonych błędem grubym.

Pierwsza korekta błędów grubych w pomiarach temperatury powietrza z termometrów stacyjnych była wykonywana na stacji, przez obserwatorów i kierowników. Najczęstsza przyczyna tych błędów związana była z nieuwzględnieniem znaku minus przy ujemnych wartościach temperatury lub błędnym miejscem postawienia przecinka części dziesiętnych pomiaru. Korektę tę dodatkowo wykonywano niezależnie od obserwatora przed przygotowaniem szeregów obliczeniowych.

W badaniach dopuszczalną wartość różnicy  $r_2 = (T_a - T_w)$  przyjęto  $|r_2| > 0,3^\circ\text{C}$  lub  $|r_2| > 0,5^\circ\text{C}$ . Domyślną wartością różnicy było  $0,3^\circ\text{C}$ . W terminach, w których wartość różnicy  $r_2$  przekraczała dopuszczalną, korygowano pomiar  $T_w$ .

Przeprowadzone obliczenia dowiodły, że dla niewielkiej liczby zbiorów danych przyjęta domyślna wartość  $r_2$  obejmowała różnice rzeczywiste, niewynikające z obarczenia pomiaru błędem grubym. Przypadki takie były identyfikowane na podstawie dokładności dopasowania równania regresji. Jeżeli dla zbiorów obliczeniowych, w których wartość zmiennej zależnej korygowano na podstawie domyślnej wartości różnicy  $|r_2| > 0,3^\circ\text{C}$ , asymetria reszt wyznaczonych z równania regresji na danych rzeczywistych była większa niż 2%, przyczyny złego dopasowania równania dopatrywano się w zbyt wąskim zakresie wartości dopuszczalnych  $r_2$ . W takich przypadkach dopuszczalną wartość różnicy określano na poziomie  $|r_2| > 0,5^\circ\text{C}$ .

Jak długo zwiększenie dopuszczalnej wartości różnicy  $r_2$  skutkowało zwiększeniem dopasowania równania regresji wielokrotnej do danych rzeczywistych (mierzone obniżeniem asymetrii reszt), tak długo poszerzano zakres dopuszczalnej różnicy  $r_2$ .

Korekta pomiaru  $T_w$  (która również została zautomatyzowana) następowała w pierwszej kolejności poprzez (A) uśrednienie wartości z sąsiednich terminów pomiaru  $T_w$ . Jeżeli wyznaczona  $r_2$  po korekcie przekraczała wartość dopuszczalną, to (B) wartość  $T_w$  zastępowano poprzedzającym pomiarem (wykonanym godzinę wcześniej). Jeżeli w obu przypadkach postępowania (A) i (B) korekta wartości  $r_2$  była nieskuteczna, termin był usuwany z szeregu danych obliczeniowych.

Wartość domyślną  $|r_2| > 0,3^\circ\text{C}$  wyznaczono na podstawie określonych przez WMO standardów pomiarów temperatury poprzez zsumowanie osiągalnej dokładności pomiaru urządzeniem automatycznym 0,2K [WMO 2017] i osiągalnej dokładności pomiaru standardowym, stacyjnym termometrem rtęciowym, tj. 0,1K.

Błędy grube mają charakter subiektywny i mogą wynikać wyłącznie z błędu przypadkowego obserwatora. Dlatego korektę błędów grubych nanoszono na szereg wartości temperatury pozyskanej przez obserwatorów.

### 3.2. Obliczenia wstępne

W celu uzyskania zbiorów obliczeniowych (rys. II.2, rys. II.3) do analizy statystycznej wykonano szereg operacji i obliczeń wstępnych:

- obliczenie różnicy:  $r_1 = (T_{Rw} - 40)$ ;
- synchronizację czasową pomiarów  $T_w$  ze zbiorem pomiarów ze stacji automatycznej oraz wyliczenie różnicy  $r_2 = (T_a - T_w)$ ;
- obliczenie  $t'$  (czasu obliczeniowego);
- obliczenie wartości względnych  $T_a, V, RH, p, t', r_1, r_2$ ;

Ze względu na różnice rozdzielczości czasowej pomiarów wykonywanych automatycznie ( $T_a; V; RH; p$ ) i przez obserwatora ( $T_w$ ), kluczowym etapem przygotowania danych do obliczeń charakterystyk urządzenia pomiarowego



była synchronizacja czasowa pomiarów. Ze zbioru danych pozyskanych przy pomocy urządzenia termometrycznego (dane dziesięciominutowe) wybrano te pomiary, które terminowo były najbliższe pomiarom wykonanym przez obserwatora (dane jednogodzinne).

Aby pomiary temperatury wykonywane na potrzeby niniejszego programu badawczego nie kolidowały ze standardowymi pomiarami na stacjach meteorologicznych, dopuszczono wykonanie pomiarów przez obserwatorów od zera do dziecięciu minut przed pełną godziną. Możliwe maksymalne przesunięcie w czasie zsynchronizowanych pomiarów  $T_w$  wyniosło pięć minut (np. pomiar obserwatora wykonany o godz. 10:54 został zsynchronizowany z pomiarami stacji automatycznej z godz. 10:50).

Aby umożliwić automatyzację synchronizacji pomiarów, ujednolicono zapis czasu wykonania zarówno przez obserwatora, jak i na stacji automatycznej poprzez:

- zaokrąglenie terminów obu zbiorów do pełnych dziesięciu minut,
- zapisanie czasu w postaci liczbowej.

Na podstawie ujednoliconego czasu wykonania pomiaru dokonywano kolejno synchronizacji pomiarów  $T_a$ ,  $V$ ,  $RH$ ,  $p$  z  $T_w$ , za pomocą funkcji WYSZUKAJ.PIONOWO programu Microsoft Office Excel 2007.

Maksymalne przesunięcie pomiarów zsynchronizowanych z uwagi na zaokrąglenia wynosi pięć minut. Obserwatorzy wykonywali pomiar  $T_w$  oczekując do pełnych dziesięciu minut.

Zsynchronizowany zbiór danych (Z2) był podstawą do dalszych obliczeń wstępnych, których celem było wyznaczenie charakterystyk urządzenia.

Szereg różnic  $r_1 = T_{Rw} - 40$  obliczono wg wzoru:

$$r_{1(i)} = T_{Rw(i)} - 40 \quad (1)$$

Wartości szeregu  $r_1$  posłużyły w dalszych analizach statystycznych jako zmienna zależna do wyznaczenia charakterystyki układu termometrycznego, określającej stopień jego degradacji.

Po zsynchronizowaniu pomiarów obserwatora i stacji automatycznej możliwym było obliczenie szeregu różnic  $r_2 = T_a - T_w$  według wzoru:

$$r_{2(i)} = T_{a(i)} - T_{w(i)} \quad (2)$$

Wartości szeregu  $r_2$  posłużyły w dalszych analizach statystycznych jako zmienna zależna do wyznaczenia charakterystyki urządzenia termometrycznego, określającej stopień jego degradacji (starzenia się).

Rys. II.2. Przykładowy zbiór danych obliczeniowych Z1 (Chojnice, luty 2017)

Lp.	Data	Czas pomiaru MAWS	Zaokrąglony czas pomiaru MAWS	Data i czas zaokrąglone	Data i czas wyrażone liczbowo (t)	Czas obliczeniowy (t) = t <sub>o</sub> - t <sub>min</sub>	t <sub>L</sub>	Λ	H <sub>H</sub>	d	<sup>sig</sup> L	$\gamma^{ZM}(pL)$	$\gamma^{ZM}(\Lambda)$	$\gamma^{ZM}(H_H)$	$\gamma^{ZM}(d)$	$\gamma^{ZM}(j)$	$0t - \text{sig}L = t_L$
1	2017-02-01	12:00:14 AM	00:00:00	17-02-01 0:00	42767,0000	0,0000	-6,3290	2,1300	95,6700	1000,6020	40,0840	0,2517	0,1576	0,9247	0,7175	0,0000	0,0840
2	2017-02-01	12:10:14 AM	00:10:00	17-02-01 0:10	42767,0069	0,0069	-6,3420	2,1200	95,6430	1000,6250	40,0830	0,2511	0,1567	0,9242	0,7179	0,0002	0,0830
3	2017-02-01	12:20:14 AM	00:20:00	17-02-01 0:20	42767,0139	0,0139	-6,3690	2,0410	95,5860	1000,5760	40,0780	0,2498	0,1499	0,9233	0,7170	0,0005	0,0780
4	2017-02-01	12:30:14 AM	00:30:00	17-02-01 0:30	42767,0208	0,0208	-6,3370	2,0740	95,6180	1000,6060	40,0770	0,2513	0,1528	0,9238	0,7175	0,0007	0,0770
5	2017-02-01	12:40:14 AM	00:40:00	17-02-01 0:40	42767,0278	0,0278	-6,3210	2,1140	95,6160	1000,5990	40,0770	0,2521	0,1562	0,9238	0,7174	0,0010	0,0770
6	2017-02-01	12:50:14 AM	00:50:00	17-02-01 0:50	42767,0347	0,0347	-6,3200	2,2440	95,5890	1000,4910	40,0800	0,2522	0,1673	0,9233	0,7156	0,0012	0,0800
7	2017-02-01	1:00:14 AM	01:00:00	17-02-01 1:00	42767,0417	0,0417	-6,2140	3,0430	95,6910	1000,4040	40,0830	0,2574	0,2356	0,9250	0,7141	0,0015	0,0830
8	2017-02-01	1:10:14 AM	01:10:00	17-02-01 1:10	42767,0486	0,0486	-6,1790	3,0410	95,6970	1000,4150	40,0770	0,2591	0,2354	0,9251	0,7143	0,0017	0,0770
9	2017-02-01	1:20:14 AM	01:20:00	17-02-01 1:20	42767,0556	0,0556	-6,1230	3,0960	95,7560	1000,4450	40,0760	0,2618	0,2401	0,9261	0,7148	0,0020	0,0760
...																	
4027	2017-02-28	11:00:14 PM	23:00:00	17-02-28 23:00	42794,9583	27,9583	3,8360	2,5380	89,4830	974,1890	40,0630	0,7497	0,1924	0,8209	0,2647	0,9988	0,0630
4028	2017-02-28	11:10:13 PM	23:10:00	17-02-28 23:10	42794,9653	27,9653	3,8010	2,3270	89,7910	974,2020	40,0600	0,7480	0,1744	0,8260	0,2649	0,9990	0,0600
4029	2017-02-28	11:20:13 PM	23:20:00	17-02-28 23:20	42794,9722	27,9722	3,8870	2,3180	89,5590	974,0710	40,0610	0,7522	0,1736	0,8222	0,2627	0,9993	0,0610
4030	2017-02-28	11:30:13 PM	23:30:00	17-02-28 23:30	42794,9792	27,9792	3,7900	2,1160	89,4050	973,9170	40,0600	0,7474	0,1564	0,8196	0,2600	0,9995	0,0600
4031	2017-02-28	11:40:13 PM	23:40:00	17-02-28 23:40	42794,9861	27,9861	3,5220	1,7230	89,9490	973,7670	40,0570	0,7343	0,1228	0,8287	0,2574	0,9998	0,0570
4032	2017-02-28	11:50:13 PM	23:50:00	17-02-28 23:50	42794,9931	27,9931	3,1610	1,7490	91,0000	973,6420	40,0620	0,7166	0,1250	0,8463	0,2553	1,0000	0,0620

Rys. II.3. Przykładowy zbiór danych obliczeniowych Z2 (Chojnice, luty 2017)

Lp.	Data	Czas pomiaru obserwatora	Zaokrąglony czas pomiaru obserwatora	Czas pomiaru MAWS	Zaokrąglony czas pomiaru MAWS	Data i czas zaokrąglone	Data i czas wyrażone liczbowo (t)	Czas obliczeniowy (t') = t <sub>o</sub> - t <sub>min</sub>	L	Λ	Hβ	d	z <sub>L</sub> (σ <sub>z<sub>L</sub></sub> )	z <sub>L</sub> (Hβ)	z <sub>L</sub> (Λ)	z <sub>L</sub> (Hβ)	z <sub>L</sub> (d)	z <sub>L</sub> (j)	L <sub>z</sub> - L <sub>z</sub> = L <sub>z</sub>
1	2017-02-01	23:55:00	00:00:00	00:00:14	00:00:00	17-02-01 0:00	42767,0000	0,000	-6,329	2,13	95,67	1000,602	-6,3	0,2501	0,1308	0,9227	0,7180	0,0000	-0,0290
2	2017-02-01	00:55:00	01:00:00	01:00:14	01:00:00	17-02-01 1:00	42767,0417	0,042	-6,214	3,043	95,691	1000,404	-6,2	0,2558	0,2186	0,9230	0,7146	0,0015	-0,0140
3	2017-02-01	01:55:00	02:00:00	02:00:14	02:00:00	17-02-01 2:00	42767,0833	0,083	-5,938	2,972	95,807	1000,497	-5,8	0,2694	0,2117	0,9250	0,7162	0,0030	-0,1380
4	2017-02-01	02:55:00	03:00:00	03:00:14	03:00:00	17-02-01 3:00	42767,1250	0,125	-5,725	2,336	95,905	1000,681	-5,6	0,2799	0,1506	0,9267	0,7194	0,0045	-0,1250
5	2017-02-01	03:55:00	04:00:00	04:00:14	04:00:00	17-02-01 4:00	42767,1667	0,167	-5,821	2,111	95,852	1000,662	-5,8	0,2751	0,1290	0,9258	0,7190	0,0060	-0,0210
6	2017-02-01	04:55:00	05:00:00	05:00:13	05:00:00	17-02-01 5:00	42767,2083	0,208	-5,864	1,671	95,828	1000,98	-5,9	0,2730	0,0868	0,9254	0,7245	0,0075	-0,0360
7	2017-02-01	05:55:00	06:00:00	06:00:13	06:00:00	17-02-01 6:00	42767,2500	0,250	-5,85	1,304	95,797	1001,278	-5,8	0,2737	0,0515	0,9249	0,7297	0,0089	-0,0500
8	2017-02-01	06:55:00	07:00:00	07:00:13	07:00:00	17-02-01 7:00	42767,2917	0,292	-5,701	1,943	95,839	1001,406	-5,5	0,2811	0,1129	0,9256	0,7319	0,0104	-0,2010
9	2017-02-01	07:55:00	08:00:00	08:00:13	08:00:00	17-02-01 8:00	42767,3333	0,333	-5,261	2,657	96,075	1001,652	-5,5	0,3027	0,1815	0,9297	0,7361	0,0119	0,2390
...																			
667	2017-02-28	17:55:00	18:00:00	18:00:14	18:00:00	17-02-28 18:00	42794,7500	27,750	4,953	5,389	90,415	973,856	5	0,8058	0,4439	0,8322	0,2568	0,9925	-0,0470
668	2017-02-28	18:55:00	19:00:00	19:00:14	19:00:00	17-02-28 19:00	42794,7917	27,792	4,967	5,902	87,824	974,159	4,9	0,8065	0,4932	0,7876	0,2620	0,9940	0,0670
669	2017-02-28	19:55:00	20:00:00	20:00:14	20:00:00	17-02-28 20:00	42794,8333	27,833	4,763	4,877	83,911	973,766	4,7	0,7965	0,3948	0,7202	0,2552	0,9955	0,0630
670	2017-02-28	20:55:00	21:00:00	21:00:14	21:00:00	17-02-28 21:00	42794,8750	27,875	3,582	2,451	87,105	974,425	3,5	0,7383	0,1617	0,7752	0,2666	0,9970	0,0820
671	2017-02-28	21:55:00	22:00:00	22:00:14	22:00:00	17-02-28 22:00	42794,9167	27,917	3,292	2,441	91,507	974,023	3,3	0,7240	0,1607	0,8510	0,2596	0,9985	-0,0080
672	2017-02-28	22:55:00	23:00:00	23:00:14	23:00:00	17-02-28 23:00	42794,9583	27,958	3,836	2,538	89,483	974,189	3,8	0,7508	0,1700	0,8162	0,2625	1,0000	0,0360

Starzenie się sprzętu elektronicznego dokonuje się w czasie z różną prędkością (jest funkcją czasu). Aby ułatwić interpretację wyników, rzeczywisty czas wykonania pomiarów GMT został zastąpiony w zbiorze danych zsynchronizowanych zapisem jako postęp czasu, liczony dla każdego badanego miesiąca od zera (porównaj rys. II.2. Przykładowy zbiór danych obliczeniowych Z1 (Chojnice, luty 2017). Wyznaczenie czasu obliczeniowego –  $t'$  przebiegało wg wzoru:  $t' = t_i - t_{min.}$ , gdzie:  $t'$  – czas obliczeniowy dla analizowanego miesiąca,  $t_i$  – uniwersalny, cyfrowy czas komputerowy,  $t_{min.}$  – czas rzeczywisty pierwszego pomiaru w szeregu danych miesięcznych.

W celu wykorzystania równania regresji wielomianowej wysokich stopni do obliczeń tendencji, przy zachowaniu ich wysokiego stopnia zgodności z postacią graficzną oraz umożliwienia porównania otrzymanych wyników analiz statystycznych między stacjami, wszystkie szeregi danych uczestniczących w operacjach wyrażono dodatkowo w wartościach względnych. Obliczenie wartości względnych zmiennych  $T_a$ ,  $V$ ,  $p$ ,  $RH$ ,  $t'$ ,  $r_1 = T_{Rw} - 40$ ,  $r_2 = T_a - T_w$  w niniejszym opracowaniu przebiegało następująco:

$$T_{a-wzgl.} = (T_a - T_{a_{min}}):(T_{a_{max}} - T_{a_{min}})$$

gdzie:  $T_{a_{max}}$  to wartość maksymalna, a  $T_{a_{min}}$  to wartość minimalna temperatury urządzenia termometrycznego w zsynchronizowanym miesięcznym zbiorze danych Z1 lub Z3 (patrz poniżej: Uwaga);

$$V_{wzgl.} = (V - V_{min}):(V_{max} - V_{min})$$

gdzie  $V_{max}$  to wartość maksymalna, a  $V_{min}$  to wartość minimalna prędkości wiatru w zbiorze danych Z1 lub Z3;

$$RH_{wzgl.} = (RH - RH_{min}):(RH_{max} - RH_{min})$$

gdzie  $RH_{max}$  to wartość maksymalna, a  $RH_{min}$  to wartość minimalna wilgotności w zbiorze danych Z1 lub Z3;

$$p_{wzgl.} = (p - p_{min}):(p_{max} - p_{min})$$

gdzie  $p_{max}$  to wartość maksymalna, a  $p_{min}$  to wartość minimalna ciśnienia w zbiorze danych Z1 lub Z3;

$$t'_{wzgl.} = t':t'_{max}$$

gdzie  $t'_{max}$  to ostatni termin czasu obliczeniowego w Z1 lub Z3; data i czas ( $t$ ) wyrażona w wartościach liczbowych.

## UWAGA

1. Zmienne zależne  $r_1$  i  $r_2$  pozostają w wartościach rzeczywistych dla wyliczeń regresji wielokrotnej ze zbiorów danych zmiennych niezależnych, wyrażonych w wartościach względnych (patrz: część III, rozdział 1.5.)
2. Wartości względne do analizy statystycznej charakterystyk urządzenia pomiarowego należy obliczać w zbiorze pomiarów zsynchronizowanych, tj. Z2 ( $N = \text{ok. } 720$ ). Przy badaniach urządzenia termometrycznego błędne jest wyliczanie wartości względnych na zbiorze danych dziesięciominutowych i kolejno synchronizowanie wyliczonych wartości w zbiorze jednogodzinowym. Prowadzi to do operowania nieprawdziwym zakresem wartości minimalnych i maksymalnych mierzonych zmiennych, a przez to błędnego określenia wartości względnych zbioru, będącego wejściowym do analiz statystycznych.

Wartości względne przy badaniu układu pomiarowego należy wyliczać w zbiorze Z1 ( $N = \text{ok. } 4320$ ).

Zbiór obliczeniowy do obliczania charakterystyk przyjmuje końcowy obraz w postaci szeregów czasowych danych w wartościach rzeczywistych i względnych dla:

- układu:  $[T_a; V; RH; p; t'; r_1]$  oraz  $[T_{a-wzgl}; V_{wzgl}; RH_{wzgl}; p_{wzgl}; t'_{wzgl}; r_{1-rzecz.}]$   
 $N = \text{ok. } 4320$ ;
- urządzenia:  $[T_a; V; RH; p; t'; r_2]$  oraz  $[T_{a-wzgl}; V_{wzgl}; RH_{wzgl}; p_{wzgl}; t'_{wzgl}; r_{2-rzecz.}]$   
 $N = \text{ok. } 720$ .

W opracowaniu przedstawiono wyniki obliczeń na zbiorach danych rzeczywistych.

## 4. Analiza statystyczna

### 4.1. Wprowadzenie

Analizę statystyczną na potrzeby niniejszego opracowania wykonano za pomocą zestawu narzędzi *Analiza danych* programu Microsoft Office 2007. Jej podstawowe, kolejne etapy to:

1. określenie postaci liniowego równania regresji wielokrotnej:
  - wyznaczenie współczynników kierunkowych zmiennych niezależnych;
2. wyznaczenie szeregów składowych: systematycznej ( $r_s$ ) i przypadkowej, tj. reszt ( $r_p$ );
3. wyznaczenie podstawowych statystyk regresji;
4. zmienna zależna – szereg wartości różnic:
  - $r_1 = (T_{Rw} - 40)$  dla analiz charakterystyk układu termometrycznego,
  - $r_2 = (T_a - T_w)$  dla analiz charakterystyk urządzenia;
5. zmienne niezależne – temperatura powietrza ( $T_a$ ), prędkość wiatru ( $V$ ), wilgotność względna ( $RH$ ), ciśnienie atmosferyczne ( $p$ ) oraz czas ( $t'$ ).

Poziom ufności określono na 95%.

Dla każdej z badanych stacji przeprowadzono analizę dwunastu miesięcznych zbiorów Z1 (styczeń-grudzień 2017 r.) oraz trzech miesięcznych zbiorów Z2 (luty, czerwiec, październik 2017 r.). Ponadto dla trzech stacji (Chojnice, Elbląg, Koszalin) wykonano analizy na danych z 2015 i 2016 r. (po dziesięć dodatkowych zbiorów Z1 i dwa zbiory Z2 dla stacji).

### 4.2. Określenie postaci liniowego równania regresji wielokrotnej

Przebieg rzeczywisty różnicy  $r_1 = (T_{Rw} - 40)$  i  $r_2 = (T_a - T_w)$  został aproksymowany liniowym równaniem regresji wielokrotnej pięciu zmiennych, na podstawie wyznaczonych w analizie regresji współczynników kierunkowych zmiennych ( $a_1; \dots; a_5$ ) oraz wyrazu wolnego ( $b$ ). Równanie uzyskało postać:

$$y = a_1 \cdot T_a + a_2 \cdot V + a_3 \cdot RH + a_4 \cdot p + a_5 \cdot t' + b \quad (3)$$

### 4.3. Wyznaczenie szeregów składowej systematycznej ( $r_s$ ) i reszt ( $r_p$ )

Wykonanie regresji liniowej wielokrotnej pozwoliło na rozłożenie każdej wartości różnicy rzeczywistej ( $r_1$  i  $r_2$ ) na jej poszczególne składowe: systematyczną  $r_s$  (przewidywaną) i przypadkową  $r_p$  (resztową).

Składowa systematyczna opisana liniowym równaniem regresji (jak w rozdz. 4.2) obrazuje przewidywane wartości zmiennej objaśnianej (tj. różnicy  $r_1$  lub  $r_2$ ), wyliczane na podstawie zależności zmiennej objaśnianej (zależnej) od zmiennych objaśniających (niezależnych).

Tendencja składowej systematycznej posłużyła do oceny stopnia i kierunku rozwoju zjawiska mikrozmienności w czasie analizowanego miesiąca. Tendencja roczna może być złożona z tendencji miesięcznych.

Reszty (inaczej składowa przypadkowa) to reszty pozostałe z nieidealnego dopasowania równania regresji do rzeczywistego przebiegu zmiennej zależnej przy stosowaniu metody najmniejszych kwadratów. Obrazuje odchylenie danego pomiaru od odpowiedniego punktu na linii regresji. Reszta będzie zatem równa różnicy wartości przewidywanej (systematycznej  $r_s$ ) i wartości różnicy ( $r_1$  lub  $r_2$ ):

$$r_{p1} = r_1 - r_{s1}$$

$$r_{p2} = r_2 - r_{s2}$$

W toku analityczno-obliczeniowym zweryfikowano, czy szereg reszt nie zawiera znaczącej szcążkowej składowej systematycznej, tj. czy w klasach szeregu reszt asymetria rozkładu jest  $\leq 2\%$ . W razie konieczności szereg reszt i składowa systematyczna były korygowane. Etapy postępowania przy obliczaniu korekt opisano szczegółowo w p. 6.

W wyniku opisanych postępowań pozyskane zostały szeregi wartości:

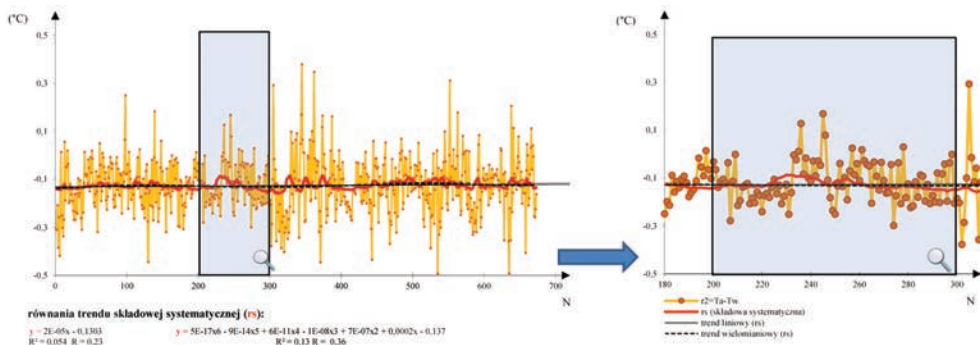
- a.  $r_s = f(N)$  – wartości przewidywane – szereg składowej systematycznej różnicy  $r_1 = (T_{Rw} - 40) = f(N)$  układu pomiarowego lub  $r_2 = (T_a - T_w) = f(N)$  urządzenia termometrycznego (rys. II.1);
- b.  $r_p = f(N)$  – reszty – szereg reszt różnicy  $r_1 = (T_{Rw} - 40) = f(N)$  układu pomiarowego lub różnicy  $r_2 = (T_a - T_w)$  urządzenia termometrycznego.

Dla szeregu wartości  $r_s$  i  $r_p$  wyznaczono równania trendu liniowego i wielomianowego, które wykorzystane zostały w dalszej analizie wyników.

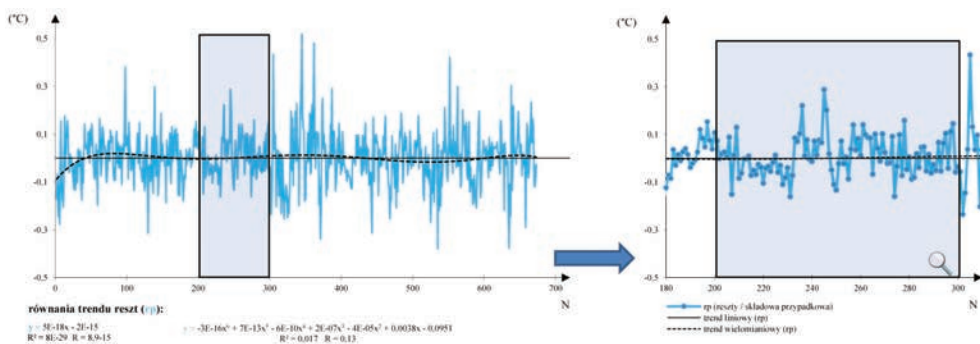
### 4.4. Ocena jakości wykonanej analizy statystycznej

Interpretację wyników analizy statystycznej poprzedzono oceną jej jakości poprzez:

- weryfikację wykresu rozrzutu badanych zmiennych zależnych i niezależnych;
- sprawdzenie rozkładu zmiennych;



Rys. II.4. Wykres zbiorczy charakterystyki urządzenia:  $r_s = f(N)$  (Chojnice, luty 2017)



Rys. II.5. Wykres zbiorczy charakterystyki urządzenia:  $r_p = f(N)$ ;  $r_p = r_2 - r_s$  (Chojnice, luty 2017)

- analizę reszt (identyfikacja odstających pomiarów oraz szczytkowej składowej systematycznej);
- zbadanie asymetrii rozkładu wartości szeregu reszt;
- ocenę standardowych statystyk zbiorów, dostępnych w programie Microsoft Excel Office 2007, tj. wielokrotność  $R$ , współczynnik determinacji  $R^2$ , błąd standardowy, graniczny poziom istotności (wartość  $p$ ) oraz analizę wariancji: test  $F$  i istotność  $F$ .

## UWAGA

Niskie wartości wielokrotności  $R$  i współczynnika determinacji  $R^2$  liniowej regresji wielokrotnej mogą świadczyć o słabym stopniu rozwinięcia mikrozmienności. Potencjalny wniosek: pomiary urządzenia/układu termometrycznego nie są podatne na działanie czynników zewnętrznych. Oznacza to, że urządzenie termometryczne działa wiarygodnie i jego wskazania nie są obciążone błędami systematycznymi nieznanymi. Przypadek ten określony jest mianem *charakterystyka należna*.

Przy ocenie stopnia rozwinięcia mikrozmienności urządzenia termometrycznego ( $r_2 = T_a - T_w$ ) korzystanie ze statystyk regresji, np. wartości wielokrotności



$R$  i współczynnika determinacji  $R^2$  jest zawodne. Wynika to z faktu, że zmienna objaśniana ( $r_2$ ) jest różnicą pomiarów temperatury wykonywanych dwiema niezależnymi metodami, która jest zmienną sumą dwóch składowych: systematycznej  $r_s$  i reszt  $r_p$ . Dlatego też wielokrotność  $R$  i współczynnik determinacji  $R^2$  odnoszą się do sumy ( $r_s + r_p$ ) a nie tylko do zmiennej składowej  $r_s$  i dlatego nie mogą być wiarygodną miarą dopasowania modelu regresji do danych, W takiej sytuacji nie da się określić udziału poszczególnej składowej w kształtowaniu statystyki. Współczynniki  $R$  oraz  $R^2$  równania regresji nie mogą służyć do oceny jakości i muszą być zastąpione innym obiektywnym wskaźnikiem jakości aproksymacji zależności rzeczywistej równaniem regresji wielokrotnej. Wskaźnikiem tym jest asymetria rozkładu reszt, opisana w rozdz. 5.

Powyższa sytuacja nie ma miejsca w przypadku analizy układu termometrycznego ( $r_1 = T_{Rw} - 40$ ), gdyż zmienna objaśniana  $r_1$  jest funkcją tylko jednej zmiennej  $T_{Rw}$ . Wykorzystanie standardowych wskaźników statystyki  $R$  i  $R^2$  jest zatem uzasadnione.

## 5. Ocena stopnia dopasowania równania regresji liniowej wielokrotnej

Ocena dopasowania równania regresji liniowej wielokrotnej do przebiegu rzeczywistego została wykonana dla określenia, na ile dokładnie wyznaczone równanie aproksymuje zachodzące w rzeczywistości procesy. Dopasowanie regresji będzie wysokie, gdy szereg reszt nie będzie zawierać szczytkowych wartości składowej systematycznej, tj. gdy każda jej wartość pojawiająca się w każdym pojedynczym pomiarze będzie w całości określana postacią równania liniowego regresji wielokrotnej. Sytuacja ta występuje w I fazie rozwoju zjawiska mikrozmienności charakterystyk wejścia/wyjścia.

Oceny dokonywano poprzez zbadanie asymetrii rozkładu reszt. Metoda ta opiera się na właściwości rozkładu normalnego (Gaussa), z którego wynika, że szereg reszt wyznaczony z równania regresji wielokrotnej zawiera wyłącznie wartości przypadkowe, gdy rozkład wartości w szeregu składowej przypadkowej będzie symetryczny, niezależnie od smukłości rozkładu.

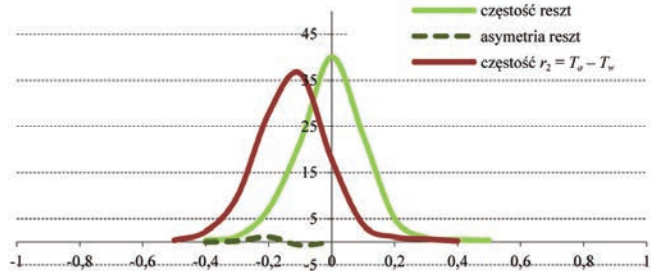
Etapy oceny asymetrii (tj. dopasowania równania regresji liniowej wielokrotnej) przebiegały kolejno poprzez:

1. Wyznaczenie klas – określenie granic przedziałów (klas) na podstawie wartości szeregu reszt. Granice przedziałów zostały wyznaczone w efekcie zaokrąglenia wartości szeregu reszt, w niniejszych badaniach do trzeciego miejsca po przecinku.

Uwaga: w zależności od zbioru danych mogą wystąpić przypadki szeregów danych, w których zaokrąglenie do części tysięcznych będzie nieadekwatne – liczba wyznaczonych klas będzie zbyt szczegółowa (kilkadziesiąt klas) bądź zbyt niska (mniej niż pięć klas). Zaokrąglenia dokonuje się celem wyznaczenia granic przedziałów, dlatego należy przyjąć taką wartość zaokrąglenia szeregu, aby uzyskać odpowiednią liczbę wartości unikatowych, stanowiących granicę klas.

2. Określenie częstości – zliczenie przypadków występowania w danej klasie wartości z szeregu; wyrażenie wartości w %.
3. Obliczenie asymetrii – obliczenie średniej arytmetycznej z różnicy częstości klas przeciwnych.

Klasy	Częstość klas (%)		Asymetria reszt (%)
	$T_a - T_w$	Reszty	
-0,5	0,3	0	-0,15
-0,4	2,23	0,3	-0,07
-0,3	9,82	1,19	0,15
-0,2	27,83	7,14	<b>1,04</b>
-0,1	36,46	21,58	-0,74
0,0	17,86	40,03	0
0,1	3,72	23,07	0,74
0,2	1,04	5,06	-1,04
0,3	0,6	0,89	-0,15
0,4	0,15	0,45	0,07
0,5	-	0,3	0,15



Rys. II.6. Rozkład widmowy szeregu różnicy  $r_2 = T_a - T_w$  oraz reszt ( $r_{p2}$ ) (Chojnice, luty 2017)

4. Ocena asymetrii – jeżeli wartość asymetrii w którejkolwiek z klas jest mniejsza bądź równa 2%, to wnioskowano, że równanie regresji liniowej wielokrotnej odtwarza z wystarczającym przybliżeniem związkę rzeczywiste.

Gdy maksymalna asymetria w zbiorach Z2 wyniosła  $>2\%$ , to rozszerzano zakres dopuszczalnej różnicy  $r_2 = T_a - T_w$  (patrz Ad. C, rozdział 3.1.2), aby zweryfikować, czy przyczyną wysokiej asymetrii było usunięcie rzeczywistych różnic z szeregów danych. Postępowanie oceny stopnia dopasowania równania regresji powtarzano dla zmienionego zakresu dopuszczalnej różnicy  $r_2 = T_a - T_w$ , tak aby spełniony był warunek asymetrii  $<2\%$ .

Analiza rozkładu normalnego nie została wykorzystana, ponieważ jest to szczególny przypadek w rodzinie rozkładów (wartość kurtozy = 0). Do rodziny rozkładów należy nieskończenie wiele rozkładów praktycznych, dla których kurtoza jest wyraźnie różna od zera (rozkład jest wówczas bardziej spłaszczony lub wysmukły niż rozkład normalny). W zastosowanej metodzie uznano za wystarczające rozróżnienie charakteru szeregu reszt. Kwestię jakości dopasowania równania regresji wielokrotnej rozstrzygano na podstawie symetrii rozkładu reszt. Oceniono, czy liczba wartości dodatnich i ujemnych w rozkładzie częstości reszt jest taka sama, niezależnie od wartości kurtozy rozkładu rzeczywistego. Z obliczeń przeprowadzonych w ramach niniejszych badań wynika, że w części przypadków mogą się pojawić rozkłady asymetryczne. Wymagają one zastosowania dodatkowego postępowania eliminującego z szeregów reszt szczytkowych wartości systematycznych, aby w końcowym rezultacie uzyskać rozkład zbliżony (2%) do symetrycznego.

## 6. Korekta szeregu reszt i składowej systematycznej

### 6.1. Analiza częstości rozkładu szeregu reszt

Korektę szeregów reszt i składowej systematycznej wykonywano, gdy kontrola jakości regresji (rozdz. 5) wykazywała obecność szczątkowej składowej systematycznej w szeregu reszt, tj. gdy asymetria szeregu reszt, po uwzględnieniu zmienionych zakresów dopuszczalnych różnicy  $r_2 = T_a - T_w$ , przekraczała 2%.

Jej celem było wyznaczenie szeregu poprawek, który posłużył do wyłączenia szczątkowej składowej systematycznej z szeregu reszt oraz włączenia jej do szeregu składowej systematycznej, a w efekcie obniżenie asymetrii do dopuszczalnego poziomu.

Tok postępowania prowadzący do wprowadzenia korekt przebiegał następująco:

1. Analiza częstości rozkładu szeregu reszt.  
Gdy rozkład widmowy w którejkolwiek z klas  $\leq 2\%$  – korekty nie wprowadza się,  $> 2\%$  – korektę wprowadza się wg etapów z pkt. 2-6.
2. Wyliczenie szczątkowej składowej systematycznej:
  - 2.1. Sporządzenie wykresu szeregu reszt w funkcji wartości względnych temperatury  $r_p = f(T_a)_{wzgl.}$ .
  - 2.2. Określenie tendencji równaniem wielomianowym wysokiego stopnia (tj. równania poprawki).
3. Obliczenie równania poprawki wartości szeregu korekt  $k_1$ .
4. Naniesienie poprawek poprzez:
  - 4.1. Odjęcie wartości szeregu korekt  $k_1$  od szeregu reszt ( $r_p$ ), ( $r_{p'} = r_{p(i)} - k_{1(i)}$ ).
  - 4.2. Dodanie do szeregu wartości składowej systematycznej ( $r_s$ ), ( $r_{s'} = r_{s(i)} + k_{1(i)}$ ).
5. Weryfikacja przeprowadzonej korekty – sprawdzenie asymetrii rozkładu reszt pozostałych ( $r_{p'} = r_{p(i)} - k_{1(i)}$ ).  
Szczegółowy opis toku postępowania przedstawiono w dalszych punktach.

#### UWAGA

Asymetria  $>2\%$  może być wynikiem występowania błędów grubych w szeregach danych lub pochopnego usunięcia wartości rzeczywistych różnic zidentyfikowanych jako błędy grube. Dlatego należy być pewnym jakości danych wejściowych (porównaj rozdz. 3) i dokonać uważnej kontroli.

## 6.2. Wyliczenie szcążkowej składowej systematycznej

Jeżeli wartość asymetrii w którejkolwiek z klas była większa od 2%, to wysnuwano wnioski, że składowa przypadkowa wyznaczona w regresji wielokrotnej zawiera szcążkową składową systematyczną. Korektę szeregów składowej systematycznej i przypadkowej ( $r_s$  i  $r_p$ ) uznawano za konieczną. Gdy asymetria rozkładu reszt była  $\leq 2\%$ , korygowanie szeregów  $r_s$  i  $r_p$  nie było konieczne.

Rzeczywista zależność różnicy  $r = (T_a - T_w) = f(T_a, V, RH, p, t')$  może mieć charakter nieliniowy, a aproksymowana jest liniowym równaniem regresji wielokrotnej. Stąd szereg reszt pozostający po odjęciu składowej systematycznej  $r_s$  może zawierać szcążkowe wartości tej składowej – nieskompensowane równaniem liniowym. W tym przypadku należy tendencję szeregu reszt określić zarówno równaniem liniowym, jak i nieliniowym, np. wielomianowym wysokiego stopnia.

Najlepsze dopasowanie postaci równania wielomianowego do rzeczywistej tendencji, występującej w szeregu reszt przedstawionym w funkcji temperatury, może być uzyskane w zakresie zmienności odciętej  $0 \leq X \leq 1$ . Dlatego wyrażenie aktualnego zakresu zmienności zmiennej niezależnej w wartościach względnych tego zakresu, pozwala uzyskać najwyższe wartości współczynnika dopasowania w całym zakresie tej zmienności. Przeliczenie dowolnego szeregu wartości zmiennej niezależnej może nastąpić w oparciu o zależność:

$$(X)_{wzgl.} = \frac{(X_{rz} - X_{rzmin})}{(X_{rzmax} - X_{rzmin})} \quad (4)$$

Postępowanie obliczeniowe może być opisane za pośrednictwem następujących operacji:

- 1) Zestawić dwa szeregi synchronicznych danych:  $(T_a)_{rzecz.}$  oraz  $(r_s)_{rzecz.}$
- 2) Dla szeregu  $(T_a)_{rzecz.}$  obliczyć szereg wartości względnych wg wzoru jw.
- 3) Zaznaczyć szeregi  $(T_a)_{rzecz.}$ ;  $(T_a)_{wzgl.}$ ; i  $(r_s)_{rzecz.}$  i posortować niestandardowo wg  $(T_a)_{wzgl.}$  od najmniejszych do największych.
- 4) Dla obliczenia tendencji sporządzić wykres (xy punktowy)  $(r_s)_{rzecz.} = f(T_a)_{wzgl.}$ .
- 5) Z równania tendencji wielomianowej o postaci:

$$y = a_1 \cdot (T_a)_{wzgl.}^n + a_2 \cdot (T_a)_{wzgl.}^{n-1} + \dots + a_n \cdot (T_a)_{wzgl.} + b \quad (5)$$

wyznaczyć szereg wartości korekt  $k_1$ , które należy następnie dodać do szeregu  $r_s$  i odjąć od szeregu reszt.

- 6) Wykonać kontrolę jakości: funkcja  $(\text{reszt} - k_1) = f(T_a)$  powinna wykazywać tendencję zerową. Jeżeli warunek ten nie będzie spełniony, należy cały ciąg operacji jw. wykonać raz jeszcze w odniesieniu do szeregu (reszty  $- k_1$ ).

### 6.3. Naniesienie korekty

Korektę szczątkowej składowej systematycznej w szeregu reszt oraz w szeregu składowej systematycznej wprowadzono w oparciu na wyznaczonym równaniu tendencji funkcji  $r_p = f(T_a)_{\text{wzgl.}}$  w postaci:  $r_p = a \cdot T_{a-\text{wzgl.}} + b$ . Dla każdej wartości w szeregu  $T_{a(\text{wzgl.})}$  obliczono wartość poprawki:  $k_{(i)} = a \cdot T_{a-\text{wzgl.}(i)} + b$ . Kolejno wprowadzono wartości poprawek  $k_i$  do szeregu reszt oraz składowej systematycznej:

$$r_s' = (r_{s(i)} + k_{(i)}) = f(T_a)_{\text{wzgl.}}$$
$$r_p' = (r_{p(i)} - k_{(i)}) = f(T_a)_{\text{wzgl.}}$$

### 6.4. Weryfikacja przeprowadzonej korekty szczątkowej składowej systematycznej

Ostatnim etapem wprowadzania korekty do szeregów danych była ocena jej skuteczności, którą przeprowadzano na szeregu reszt skorygowanym ( $r_p'$ ). Analogiczne do analizy częstości rozkładu szeregu reszt, polegała na ocenie asymetrii szeregu skorygowanego. Kolejne etapy oceny to:

1. zaokrąglenie wartości skorygowanego szeregu reszt do trzeciego miejsca po przecinku;
2. wyznaczenie z „zaokrąglonego” szeregu wartości unikatowych, będących granicami przedziałów (klas);
3. określenie częstości wartości „zaokrąglonego” szeregu w klasach, wyrażonej w %;
4. wyznaczenie asymetrii – obliczenie średniej arytmetycznej z różnicy częstości klas przeciwnych;
5. ocena skuteczności przeprowadzonej korekty (czy asymetria szeregu skorygowanego szeregu reszt jest mniejsza niż 2%).

#### UWAGA

We wszystkich analizowanych zbiorach Z2 łącznie, korektę składowej systematycznej należało wprowadzić do trzech z nich.

W przypadku nieskuteczności opisanego postępowania dotyczącego korekty asymetrii reszt, należy wykonać osobne postępowanie mające na celu identyfikację przyczyn tego nietypowego zjawiska.

## 7. Ocena stopnia rozwoju zjawiska zmienności charakterystyk

Stopień rozwoju zjawiska zmienności urządzenia i układu pomiarowego danej stacji, przy wykorzystaniu szeregu danych obliczonych, określony został poprzez ocenę:

- Mikrozmienności charakterystyki urządzenia i układu pomiarowego – przez ocenę współczynnika kierunkowego i wyrazu wolnego wyznaczonych podstawowych charakterystyk oraz wskaźników kierunkowych równania regresji względem charakterystyki należnej reprezentowanej przez linię prostą leżącą na osi odciętych układu współrzędnych prostokątnych  $r_s = f(T_a)$ .
- Dryfu charakterystyki j.w. – poprzez porównanie wyrazu wolnego podstawowych charakterystyk w kolejnych miesiącach.

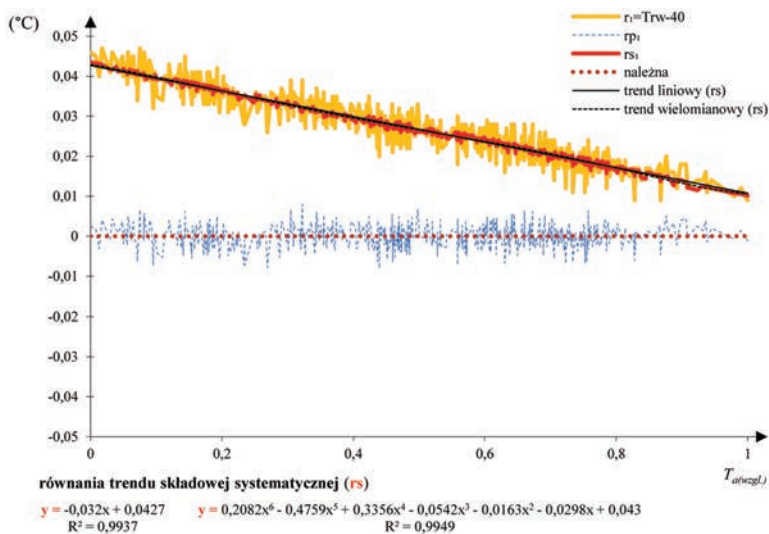
Stopień rozwoju zmienności właściwości pomiarowych urządzenia i układu oceniano na podstawie charakterystyk, wykreślonych w funkcjach zmiennych niezależnych wyrażonych, w zależności od celu, w wartościach względnych<sup>2</sup> lub rzeczywistych (na przykładzie temperatury  $(T_a)_{wzgl.}$ ):

- $r_1 = T_{Rw} - 40 = f(T_a)_{wzgl.}$  – charakterystyka robocza układu termometrycznego,
- $r_2 = T_a - T_w = f(T_a)_{wzgl.}$  – charakterystyka robocza urządzenia termometrycznego;
- $r_{s1}' = f(T_a)_{wzgl.}$  – charakterystyka wartości składowej systematycznej układu,
- $r_{s2}' = f(T_a)_{wzgl.}$  – charakterystyka wartości składowej systematycznej urządzenia;
- $r_{p1}' = f(T_a)_{wzgl.}$  – charakterystyka wartości szeregu reszt układu,
- $r_{p2}' = f(T_a)_{wzgl.}$  – charakterystyka wartości szeregu reszt urządzenia.

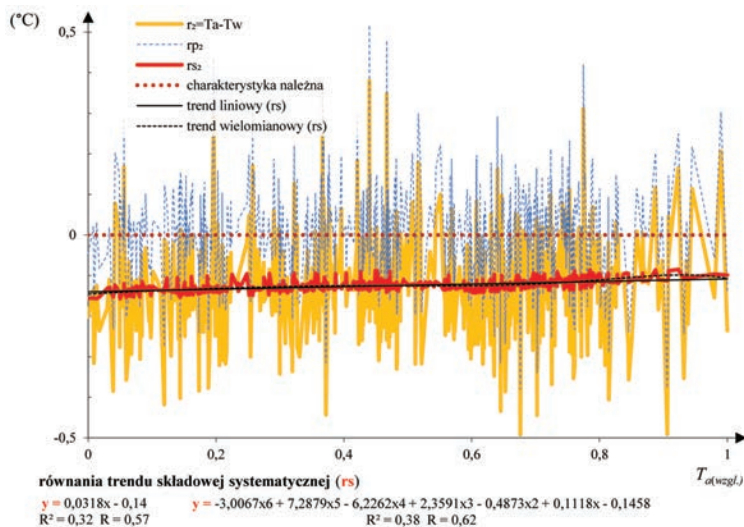
### UWAGA

Charakterystyki sporządzone w funkcji temperatury obrazują wpływ wahań temperatury na pracę urządzenia. Charakterystyki dla pozostałych zmiennych niezależnych można wyznaczyć i interpretować analogicznie. Nie mniej jednak zmienne te mają najczęściej mniejsze znaczenie na wpływ pracy urządzenia niż temperatura.

<sup>2</sup> Uwaga: wartości zmiennych zależnych, odkładane na osiach odciętych dowolnych wykresów, mogą być wyrażone w wartościach względnych zawsze, gdy dla lepszego dopasowania zachodzi potrzeba użycia równania wielomianowego dla określenia tendencji nieliniowej.



Rys. II.7. Charakterystyki układu termometrycznego:  
 $r_1 = T_{Rw} - 40$ ,  $r_{s1}$ ,  $r_{p1} = f(T_a)_{wzgl.}$ ,  $N = 4032$  (Chojnice, luty 2017)



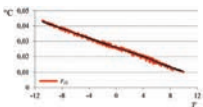
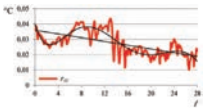
Rys. II.8. Charakterystyki urządzenia termometrycznego:  
 $r_2 = T_a - T_w$ ,  $r_{s2}$ ,  $r_{p2} = f(T_a)_{wzgl.}$ ,  $N = 673$  (Chojnice, luty 2017)

Ad. 1:

Jako dodatkową metodę oceny procesu mikrozmienności charakterystyk zastosowano wyznaczenie liniowego oraz wielomianowego równania linii trendu składowej systematycznej w funkcji zmiennych niezależnych. Gdy równanie wielomianowe miało postać zbliżoną do liniowego ( $Tr_1 \approx Tr_w$ ), wnioskowano, że wpływ



Tabela II.3. Tablica porównawcza równań linii trendu liniowego i wielomianowego

x		$rs = f(x)$	Trend liniowy (TrL)	Trend wielomianowy (TrW)	$\Delta R = R_{(TrW)} - R_{(TrL)}$
$T_a$	Równanie		$y = -0,0015x + 0,026$	$y = 3E-09x^6 + 4E-08x^5 - 3E-07x^4 - 6E-06x^3 + 6E-06x^2 - 0,0014x + 0,0259$	
	$R^2$		0,9937	0,9949	
	R		<b>0,996845023</b>	<b>0,99744674</b>	<b>0,000601717</b>
$t'$	Równanie		$y = -0,0006x + 0,036$	$y = 5E-09x^6 - 6E-07x^5 + 2E-05x^4 - 0,0005x^3 + 0,0041x^2 - 0,0131x + 0,0403$	
	$R^2$		0,4085	0,7336	
	R		<b>0,639140047</b>	<b>0,856504524</b>	<b>0,217364477</b>

danej zmiennej niezależnej może być określony tendencją liniową. Natomiast, jeżeli rozbieżność taka istniała, a współczynnik korelacji równania wielomianowego był znacząco wyższy od współczynnika korelacji równania liniowego, stwierdzano wysoką zależność zmiennej objaśnianej od objaśniającej i wpływ danej zmiennej niezależnej określano równaniem nieliniowym (tab. II.3).

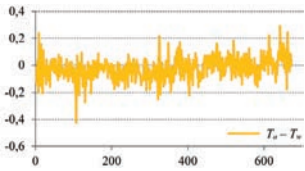
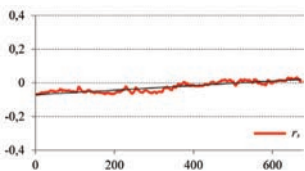
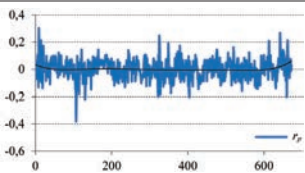
Proces dryfu charakterystyki, tj. zmienność w czasie charakterystyk urządzenia i układu termometrycznego danej stacji meteorologicznej określano poprzez porównanie kierunku oraz tempa zmian wyrazu wolnego równania liniowego regresji wielokrotnej w kolejnych miesiącach.


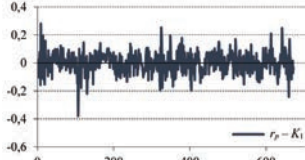
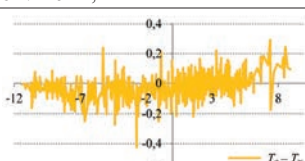
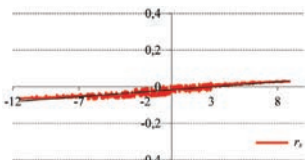
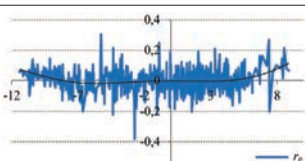
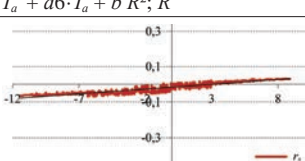
Ocena stopnia rozwoju zmienności charakterystyk może być wykorzystana również w diagnostyce wadliwego działania przyrządów pomiarowych na stacjach meteorologicznych (załogowych i bezałogowych). Wartości wskaźników kierunkowych równania regresji znacząco rozbieżne z należnymi bądź gwałtownie różniące się z wynikami poprzedniego miesiąca były przesłanką do wykonania szeregu badań dodatkowych. Koncepcję wykorzystania wyników niniejszych badań w diagnostyce telemetrycznej opisano szczegółowo w części III – *Diagnostyka...*

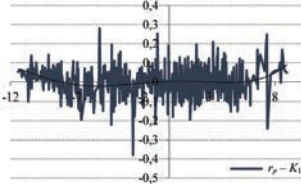
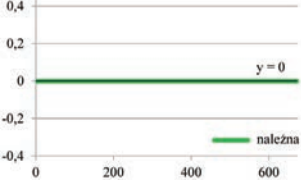
## 8. Graficzne przedstawienie typowych postaci związków analitycznych

Typowe postaci związków, jakie mogą być utworzone z obliczonych i pozy-skanych szeregów danych celem wykorzystania jako narzędzi badawczych lub stan-dardowych form prezentacji wyników w programie monitoringu mikrozmienności charakterystyk roboczych, przedstawiono w tabeli II.4. Postaci charakterystyk są analogiczne tak dla urządzenia pomiarowego – zakres wejściowy  $r_2 = (T_a - T_w)_{wzgl.}$ , jak i układu pomiarowego – zakres wejściowy  $r_1 = (T_{RW} - 40)_{wzgl.}$ . Wyznaczyć można zasadnicze charakterystyki: różnic ( $r_1, r_2$ ), składowej systematycznej ( $r_s$ ) i szeregu reszt ( $r_p$ ).

Tabela II.4. Typowe postaci związków między obliczonymi a pozyskanymi szeregami danych

Lp.	Postać	Rysunek	Nazwa charakterystyki	Cel
1	$r_1 = f(N)$ $r_2 = f(N)$		Odchylenia pomiarów temperatury w funkcji czasu	Wykres wartości różnic rzeczywistych pomiarów $T_a$ i $T_w$ w funkcji czasu
2	$r_{s1} = f(N)$ $r_{s2} = f(N)$	 <p>równanie tendencji <math>r_{s2} = f(N)</math>: <math>y = a1 \cdot N + b R^2; R</math></p>	Składowa systematyczna w funkcji czasu	
3	$r_{p1} = f(N)$ $r_{p2} = f(N)$	 <p>równanie tendencji <math>r_{p2} = f(N)</math>: <math>y = a1 \cdot N^6 + a2 \cdot N^5 + a3 \cdot N^4 + a4 \cdot N^5 + a5 \cdot N^2 + a6 \cdot N + b R^2; R</math></p>	Szereg reszt w funkcji czasu	Wykres kontrolny dla określenia postaci i wartości tendencji w czasie, dla szeregu obliczonych $r_p$ , przed i po operacji korekty

Lp.	Postać	Rysunek	Nazwa charakterystyki	Cel
4	$r_{s1}' = (r_s + K_1) = f(N)$ $r_{s2}' = (r_s + K_1) = f(N)$	 <p>równanie tendencji <math>r_{s2}' = f(N)</math>:  <math>y = a \cdot N + b R^2; R</math></p>	Skorygowana składowa systematyczna w funkcji czasu	
5	$r_{p1}' = (r_p - K_1) = f(N)$ $r_{p2}' = (r_p - K_1) = f(N)$	 <p>równanie tendencji <math>r_{p2}' = (r_p - K_1) = f(N)</math>:  <math>y = a1 \cdot N^6 + a2 \cdot N^5 + a3 \cdot N^4 + a4 \cdot N^3 + a5 \cdot N^2 + a6 \cdot N + b R^2; R</math></p>	Skorygowany szereg reszt w funkcji czasu	Wykres kontrolny dla potwierdzenia skuteczności korekty szeregu $r_p$
6	$r_1 = f(T_a)$ $r_2 = f(T_a)$		Odchylenia pomiarów temperatury w funkcji temperatury	
7	$r_{s1} = f(T_a)$ $r_{s2} = f(T_a)$	 <p>równanie tendencji <math>r_{s2} = f(T_a)</math>:  <math>y = a \cdot T_a + b R^2; R</math></p>	Składowa systematyczna w funkcji temperatury	Wykres wartości różnic systematycznych w funkcji zmierzonych wartości temp. dla przedstawienia graficznej postaci wartości charakterystyki urządzenia termometrycznego
8	$r_{p1} = f(T_a)$ $r_{p2} = f(T_a)$	 <p>równanie tendencji <math>r_{p2} = f(T_a)</math>:  <math>y = a1 \cdot T_a^6 + a2 \cdot T_a^5 + a3 \cdot T_a^4 + a4 \cdot T_a^3 + a5 \cdot T_a^2 + a6 \cdot T_a + b R^2; R</math></p>	Szereg reszt w funkcji temperatury	Wykres różnic przypadkowych w zakresie zmierzonej wartości temperatury
9	$r_{s1}' = (r_{s1} + K_1) = f(T_a)$ $r_{s2}' = (r_{s1} + K_1) = f(T_a)$	 <p>równanie tendencji <math>r_{s2}' = f(T_a)</math>:  <math>y = a \cdot T_a + b R^2; R</math></p>	Skorygowana składowa systematyczna w funkcji temperatury	Wykres 7 po dodatkowej korekcie dla przedstawienia graficznego postaci i wartości charakterystyki urządzenia termometrycznego po ostatecznej korekcie

Lp.	Postać	Rysunek	Nazwa charakterystyki	Cel
10	$r_{p1}' = (r_{p1} - K_1) = f(T_a)$ $r_{p2}' = (r_{p2} - K_1) = f(T_a)$	 <p>równanie tendencji <math>r_{p1}' = (r_{p2} - K_1) = f(T_a)</math>:  <math>y = a1 \cdot T_a^6 + a2 \cdot T_a^5 + a3 \cdot T_a^4 + a4 \cdot T_a^5 + a5 \cdot T_a^2 + a6 \cdot T_a + b; R^2; R</math></p>	Skorygowana składowa systematyczna w funkcji temperatury	Wykres różnic przypadkowych po ostatecznej korekcie
11	$r_1 = r_{s1}' + r_{p1}' = f(T_a)$ , przy $r_{s1}' = 0$ $r_2 = r_{s2}' + r_{p2}' = f(T_a)$ , przy $r_{s2}' = 0$		Należna, tj. układu/urządzenia idealnego. Charakterystyka równa 0 i stała w czasie	Charakterystyka należna, względem której mogą być mierzone i odnoszone wszystkie charakterystyki chwilowe

Związki pozostałych zmiennych niezależnych z różnicami ( $r_1$ ,  $r_2$ ), składową systematyczną ( $r_s$ ) i szeregu reszt ( $r_p$ ), przedstawić można analogicznie do zaprezentowanych w powyższej tabeli postaci związków.

#### UWAGA

Dla ułatwienia interpretacji wyników, postać graficzną przedstawiono w funkcji wartości rzeczywistych. Należy jednak pamiętać, że w przypadku konieczności wykonania dokładnych porównań składowych cząstkowych równań regresji, pozyskanych dla różnych terminów, należy porównywane równania regresji wielokrotnej sprowadzić do postaci porównywalnej, co może być osiągnięte między innymi w wyniku wyrażenia zmiennych w wartościach względnych.

## 9. Usunięcie indywidualnych błędów systematycznych z szeregu chwilowych wartości pomiarów $T_a$

W wyniku przeprowadzonej analizy i wyznaczenia równania liniowego regresji wielokrotnej, w oparciu o metodę najmniejszych kwadratów, wyznaczono składową systematyczną w różnicy pomiarów urządzenia badanego i wzorcowego. Przy spełnieniu wszystkich wymagań pomiarów porównawczych, odzwierciedla ona błędy pomiarowe urządzenia badanego, wynikające z jego podatności na czynniki zewnętrzne.

Po wyeliminowaniu składowej systematycznej z szeregu pomiarowego urządzenia badanego, szereg pomiarów skorygowanych nie zawiera błędów wynikających z wadliwego działania urządzeń elektronicznych w warunkach ekspozycji polowej. Uzyskane w ten sposób szeregi danych wiarygodnie odzwierciedlają rzeczywiste wartości mierzonego zjawiska, ponieważ są obarczone jedynie błędami przypadkowymi. Należy jednak sprawdzić, czy błędy te mieszczą się w przedziale zmienności dopuszczalnym, wyznaczonym przez WMO dla stacji automatycznych.

Wprowadzenie korekty jest poprawne tylko wtedy, gdy przeprowadzona kontrola jakości wykonanej analizy regresji potwierdzi dopasowanie równania regresji liniowej wielokrotnej z asymetrią reszt równą lub lepszą od 2%. Jako wartości poprawek przyjmowane są chwilowe wartości  $r_s$ .

Wprowadzenie poprawek do szeregu pomiarowego  $T_a$  polega na obliczeniu różnicy wartości chwilowych  $T_a$  i  $r_s$  wg wzoru:

$$T_{a'(i)} = T_{a(i)} - r_{s(i)} \quad (6)$$

Szeregi indywidualnych poprawek  $p = -r_s$ , obliczane w wyniku zastosowania opracowanego obiektywnego postępowania analityczno-obliczeniowego, dodane automatycznie do szeregu wartości temperatury zmierzonych urządzeniem termometrycznym, przywracają tym pomiarom wiarygodność, niezależnie od stopnia rozwoju zjawisk deformujących ich wartości.

## 10. Automatyzacja standardowego postępowania analityczno-obliczeniowego

Postępowanie analityczno-obliczeniowe służące określeniu mikrozmienności charakterystyk urządzeń i układów termometrycznych zostało zautomatyzowane. Kolejne kroki obliczeniowe zarejestrowano w makrze za pomocą języka Visual Basic for Applications (VBA). Makro, zwane dalej również programem, uruchamiane jest z poziomu Excela. Zostało tak dostosowane, aby funkcjonować niezależnie od struktury danych wejściowych, np. brak rekordu w importowanych danych nie powoduje przerwania programu, nieistotnym jest format zapisu danych, dopuszcza się stosowanie zarówno kropki, jak i przecinka jako separatora dziesiętnego.

Tak przygotowany program został wstępnie zweryfikowany w oparciu o trzy niezależne zestawy danych. Porównano wyniki otrzymane w programie z obliczeniami wykonanymi manualnie. Gdy całkowicie się ze sobą pokrywały, program uznano za wiarygodny. Program przygotowano dla rutynowej analizy charakterystyk w trybie półautomatycznym, tj. wymagającym importu danych wejściowych, zdefiniowania zakresów pomiarowych analizowanych zmiennych przez operatora.

Zalety automatyzacji postępowania obliczeniowego:

1. wielokrotnie zredukowany czas obliczeń związanych z realizacją postępowania analityczno-obliczeniowego opisanego w rozdziale II, umożliwiający przeprowadzenie analizy charakterystyk urządzenia i układu w trybie operacyjnym;
2. brak błędów wynikających z niedokładnych operacji, pomyłek i dekoncentracji operatora;
3. wyższa jakość wyników obliczeń;
4. wydruk wyników wszystkich operacji matematycznych umożliwiający kontrolę ich jakości, poszukiwanie przyczyn osobliwych (nietypowych) wyników oraz dołączanie nowych ciągów postępowań analityczno-obliczeniowych wynikających z koncepcji rozwojowej metody;
5. możliwość dostosowania narzędzia (po niewielkiej przebudowie) do nowych zadań i obliczeń charakterystyk dla innych wielkości fizycznych niż temperatura;
6. niewrażliwość na różnice w strukturze danych;
7. ujednoczenie procesu wyznaczania mikrozmienności poszczególnych stacji meteorologicznych.

W dalszych pracach rozwojowych badań sugerowane jest dążenie do pełnej automatyzacji procedury korygowania danych pomiarowych poprzez wyeliminowanie pośrednictwa człowieka w wykonaniu obliczeń (np. zaimportowania danych wejściowych do programu i wprowadzenia korekty do szeregów pomiarowych).

## 11. Charakterystyki podstawowe

Charakterystyką roboczą urządzenia termometrycznego nazywana jest zależność funkcyjna, jaka wiąże wartości temperatury  $T_a$  wskazane przez to urządzenie z wartościami temperatury  $T_w$  wskazanymi przez urządzenie termometryczne odniesienia (wzorcowe), pozyskane w programie synchronicznych pomiarów porównawczych. Charakterystyka robocza jest porównywana z charakterystyką należną o równaniu  $T_a = T_w$  lub  $r = (T_a - T_w) = 0$ , o postaci pokazanej na rys. II.9.

Każde urządzenie pomiarowe wykazuje charakterystykę należną w chwilę po zakończeniu postępowania wzorcowniczego, zrealizowanego przy zachowaniu spójności pomiarowej z wzorcem państwowym. W warunkach akredytowanego laboratorium wzorcowniczego charakterystyka robocza wyznaczana jest zawsze przy użyciu wzorca jednej zmiennej ( $T$ ), z szeregu pomiarów porównawczych wykonanych w warunkach laboratoryjnych. W warunkach polowych charakterystyka robocza urządzenia termometrycznego może być wyznaczona z dwóch synchronicznych szeregów danych  $T_a$  i  $T_w$ , ze związku o postaci:

$$[T_a - (\pm y \pm k_1)] \pm (r_{pa}) = (a \cdot T_w + b) \pm (r_{pw}) \quad (7)$$

w którym wartości poprawek  $y$  wyznaczone są w postaci wartości przewidywanej, z równania liniowego regresji wielokrotnej pięciu określonych zmiennych fizycznych, zaś wartości  $k_1$  – z dodatkowego równania wielomianowego, określającego tendencję szeregu reszt w przypadku, gdy ww. zmienne fizyczne występują w przebiegach nieliniowych. Na rysunku II.9 pokazano ogólną postać tego związku. W idealnym przypadku:

- współczynnik kierunkowy  $a$  powinien być równy 1;
- wyraz wolny  $b$  powinien być równy 0;
- różnice wskazań o charakterze systematycznym  $r_s$  mogą występować, lecz jedynie pod postacią poprawek o znanych wartościach, określających przesunięcie zera układu pomiarowego; jeżeli w równaniu określającym charakterystykę roboczą wystąpią różnice systematyczne wskazań o wartości nieznanej – narzędzie pomiarowe traci wiarygodność i musi być wycofane z programu pomiarów meteorologicznych;



- różnice wskazań o charakterze przypadkowym  $r_p$  w miernictwie meteorologicznym temperatury, realizowanym za pośrednictwem stacji automatycznych, powinny się mieścić w przedziale zmienności  $\pm 0,2^\circ\text{C}$ ;
- błędy grube nie mogą obarczać szeregów danych meteorologicznych.

Spełnienie tych warunków zależy między innymi od poziomu profesjonalnego utrzymania technicznego służby narodowej i wykonywania jej programu pomiarowego. Stopień trudności tego zadania wzrasta kilkakrotnie w okresie pogwarancyjnym termometrycznych urządzeń pomiarowych, tj. w okresie powstania i rozwoju zjawiska mikrozmienności charakterystyk roboczych, w którym muszą być podejmowane racjonalne, ale i odpowiedzialne decyzje w sprawach dotyczących utrzymania na stanowisku pomiarowym lub wymiany sprzętu pomiarowego tracącego stopniowo wiarygodność wskazań.

Postać charakterystyki roboczej urządzenia termometrycznego automatycznej stacji meteorologicznej jest przedstawiona na rys. II.9 i opisana równaniem  $T_a = f(T_w)$ . W przypadku idealnym powinno być:  $T_a = a \cdot T_w + b$ , gdzie  $a = 1$ ,  $b = 0$ . W warunkach realnych danej służby narodowej często występują od tego stanu odchylenia. Przedmiotem niniejszych badań są systematyczne odchylenia charakterystyki roboczej, występujące w przedziale zmienności  $\pm 0,2^\circ\text{C}$ , tj. w przedziale zarezerwowanym przez WMO wyłącznie dla błędów przypadkowych  $r_p$ .

Dla dokładniejszego poznania zmienności charakterystyk roboczych mogą one być badane w postaci różnicy  $r$  i jej składowych [ $r = (T_a - T_w) = r_s + r_p$ ], w przedziale zmienności rzędnych tolerowanym przez WMO, tj.  $\pm 0,2^\circ\text{C}$  oraz w aktualnych przedziałach miesięcznych zmienności odciętej, jako funkcje liczby  $N$  kolejnego pomiaru lub jako funkcja temperatury  $T_w$ . Na tych standardowych wykresach będą przedstawiane wyniki analiz dla wszystkich stacji objętych programem pomiarów porównawczych w roku 2017.

W analizie zjawiska mikrozmienności charakterystyki wejścia/wyjścia urządzenia termometrycznego posługiwać się można dwoma równoważnymi wykresami:

- Klasycznym wykresem krzyżowym, na którym przedstawiona zostaje zależność  $T_a = f(T_w)$ . Na tym zobrazowaniu (rys. II.9) charakterystyka należna, tj. aktualna zależność  $T_a = f(T_w)$  określona przez akredytowane laboratorium wzorcownicze z zachowaniem warunków określonych przez WMO, ma postać:  $T_a = a_1 \cdot T_w + b_1$ . W przypadku idealnym  $a_1 = 1$ ,  $b_1 = 0$ . Przedział zmienności błędów przypadkowych mieści się w granicach  $\pm 0,2^\circ\text{C}$ .
- Wykresem różnicowym, na którym przedstawiona zostaje zależność  $r = (T_a - T_w) = f(T_w)$ . Na tym zobrazowaniu (rys. II.10) charakterystyka należna jw. ma postać  $r = (T_a - T_w) = a_2 \cdot T + b_2$ . W teoretycznym przypadku idealnym

$a_2 = 0, b_2 = 0$ , z czego wynika  $(T_a - T_w) = 0$ . Postać równania na  $r_2$  może być określona w wyniku zastosowania opracowanego postępowania analityczno-obliczeniowego regresji wielokrotnej pięciu zmiennych. Jest to postać charakterystyki uprzywilejowanej w zastosowaniach dla przedstawiania graficznego skutków zjawiska mikrozmienności charakterystyk, ponieważ umożliwia ona ukazanie wszelkich charakterystycznych zjawisk mikroskalowych, takich jak liniowość lub nieliniowość, uskoki, tendencje, przebieg na polu zmian tolerowanych, forma i faza rozwoju zjawiska samopodgrzewania, mikrozmienność amplitudowa i różnicy  $r$  oraz wiele innych.

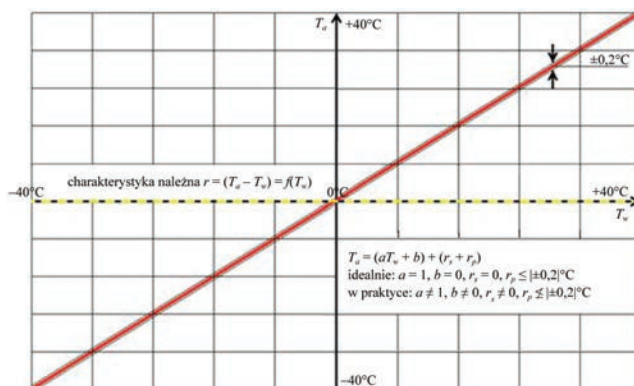
Na charakterystyce należnej  $T_a = f(T_w)$ , w przypadku, gdy natężenie prądu zasilania niezrównoważonego mostka pomiarowego jest równe natężeniu prądu założonego przez producenta sprzętu pomiarowego:  $I = I_{konstr.}$  – wartość  $T_a$  (zmierzona przez urządzenie sprawdzane), pokryje się z wartością  $T_w$  (zmierzoną przez urządzenie odniesienia, zachowujące spójność pomiarową z wzorcem państwowym). Jeżeli  $I > I_{konstr.}$ , wartość  $T_a > T_w$ , co zaznaczy się dodatkową różnicą  $r_n$ , zależną liniowo od temperatury (rys. II.10).

W trakcie pomiarów porównawczych, na wzrosty i spadki temperatury otoczenia  $T_a$ , oba urządzenia, tj. czujnik termometryczny Pt-100 i termometr stacyjny, zareagują jednakowo (nie licząc różnicy w czasie, wynikającej z różnicy stałych czasu  $t$ ), ponieważ umieszczone są blisko siebie we wspólnej osłonie radiacyjnej – klatce meteorologicznej). Zapewnia ona wyrównaną temperaturę ośrodka i nie wytwarza stałych wewnętrznych gradientów pola temperatury, które mogłyby być odpowiedzialne za utrzymywanie stałych różnic temperatury w okresach miesięcznych.

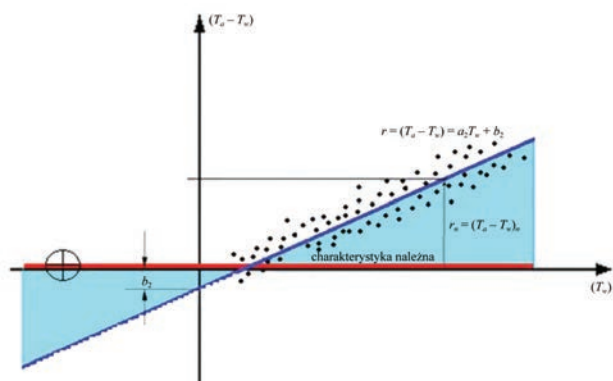
Zatem jeżeli w tych warunkach między wskazaniem urządzenia termometrycznego stacji automatycznej a termometrem stacyjnym wystąpią różnice dodatnie, których wartość będzie zależna od temperatury otoczenia, to ich przyczyną może być wyłącznie zjawisko samopodgrzewania czujnika termometrycznego.

Sytuację taką identyfikuje na wykresie dodatnia tendencja miesięczna. Tendencja równa zero oznacza, że zjawisko samopodgrzewania jeszcze się nie rozwinęło i czujnik urządzenia termometrycznego pracuje wiarygodnie. Przesunięcie całej charakterystyki roboczej urządzenia pomiarowego wzdłuż osi rzędnych wynika z niewłaściwego ustawienia zera przetwornika analogowo-cyfrowego i/lub z odstąpienia od wprowadzenia poprawek określonych przez akredytowane laboratorium wzorcownicze.

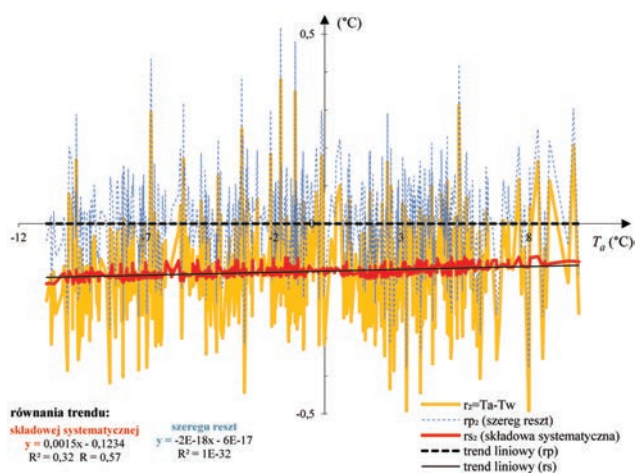
Sytuację taką przedstawiono na rysunku II.11. Miesięczny szereg różnic  $r_2 = (T_a - T_w)$ , zaznaczony kolorem żółtym, wykazuje charakterystyczny rozrzut wartości w przedziale  $\approx \pm 0,5^\circ\text{C}$  spowodowany błędami przypadkowymi i grubymi odczytu wskazań termometru stacyjnego. Miesięczny szereg wartości przewidywanych różnicy  $r_2$  (tj. składowej systematycznej różnicy  $r_2$ ), zaznaczony kolorem



Rys. II.9. Charakterystyki podstawowe w analizie właściwości metrologicznych narzędzi pomiarowych – wykres krzyżowy



Rys. II.10. Wykres różnicowy



Rys. II.11. Wykres zbiorczy:  $r_2 = (T_a - T_w) = f(T_a)$ ,  
 składowa systematyczna ( $r_s$ ) =  $f(T_a)$ , reszty ( $r_p$ ) =  $f(T_a)$

czerwonym, mieści się w przedziale rozrzutu  $<|\pm 0,03^{\circ}\text{C}|$ , tak jak to być powinno w przypadku nowego elektronicznego urządzenia pomiarowego. Amplituda składowej  $r_s$ , w porównaniu z amplitudą szeregu reszt  $r_p$  (tj. składowej przypadkowej), jest bardzo mała, co świadczy o tym, że proces odkształcania charakterystyki już się rozpoczął, lecz jest to jego stadium początkowe.

Diagnostyka telemetryczna może być oparta na wybranych standardowych formach, tzn. na wykresach przedstawionych w części II, rozdział 7.

## 11.1. Wybrane przykłady ocen procesu zmian charakterystyki roboczej urządzenia termometrycznego

### 11.1.1. Wprowadzenie

Regresja wielokrotna w postaci  $y = a_1(T_a) + a_2(V) + a_3(RH) + a_4(p) + a_5(t') + b + r_p$  obliczona została dla pięciu głównych zmiennych fizycznych: temperatury ( $T_a$ ), prędkości wiatru ( $V$ ), wilgotności ( $RH$ ), ciśnienia ( $p$ ) oraz czasu ( $t'$ ). Celem wykonanej analizy statystycznej było zbadanie zależności odchyłek  $r_1 = (T_a - T_w)$  od pięciu podstawowych parametrów niezależnych oraz określenie zmienności w czasie jej składowej systematycznej ( $r_s$ ) i szeregu reszt ( $r_p$ ).

W składowej cząstkowej zależnej od czasu  $a_5(t')$  wyrażane są zmiany wynikające z upływu czasu, a więc skutki procesu starzenia. Wartość tego iloczynu określają: czas  $t'$  odmierzany równomiernie zegarem kwarcowym o dużej dokładności i w zgodności z czasem uniwersalnym oraz współczynnik regresji  $a_5$ , wyznaczany w postępowaniu obliczeniowym regresji wielokrotnej metodą najmniejszych kwadratów jako cząstka o charakterze systematycznym, wynikająca ze związku przyczynowo-skutkowego z ww. zmienną czasu. Współczynnik regresji  $a_5$  może być zatem uznany za ważną, obiektywną miarę chwilowej (miesięcznej) podatności urządzenia termometrycznego na wpływy temperatury i czasu, o czym świadczą jego przykładowe wartości:

- Chojnice, luty:  $-0,00052$ ; czerwiec:  $-0,00040$ ;
- Koszalin, luty:  $-0,00525$ ; czerwiec:  $-0,00052$ ;
- Toruń, luty:  $-0,00056$ ; czerwiec:  $-0,001416$ .

Zmienność wartości współczynnika regresji  $a_5$  składowej cząstkowej zależnej od temperatury i czasu, jako obiektywnego i bezpośredniego miernika procesu starzenia, na pewno zasługuje na uwagę. Jednak tak rozległa problematyka nie mieści się w programie zamierzonych badań, wymaga podjęcia i rozwinięcia odrębnego postępowania badawczo-rozwojowego. Z tego powodu składowa cząstkowa  $a_5(t')$ , jako istotny składnik równania regresji wielokrotnej, będzie uwzględniana w dal-

szych obliczeniach, natomiast nie będzie przedmiotem odrębnego postępowania analityczno-obliczeniowego o charakterze poznawczym.

Również skutki pominięcia w równaniu regresji wielokrotnej parametrów mających wpływ na proces wymiany ciepła Joule'a z otoczeniem, takich jak: nasłonecznienie, skład powietrza i inne, a w końcowym rezultacie na wartość temperatury zmierzoną urządzeniem elektronicznym, nie będą oceniane.

Dla wszystkich szeregów danych została wykonana kontrola jakości danych wg metodyki opisanej w rozdziale 3.1, część II.

Ocena procesu zmian urządzenia może być dokonana na podstawie pięciu wykresów:

- 1)  $r_2, r_s, r_p = f(N)$  – wykres zbiorczy wraz z równaniem regresji wielokrotnej;
- 2)  $r_2, r_s, r_p = f(T_a)$  – charakterystyka urządzenia;
- 3)  $r_s = f(N)$ ;
- 4)  $r_s = f(T_a)$ ;
- 5) rozkład widmowy  $r_p$ .

Objaśnienie skrótów użytych na wykresach:

$T_a$  – wartość temperatury powietrza mierzonej na stacjach automatycznych (MAWS);

$T_w$  – wartość temperatury powietrza mierzonej przez obserwatora; wzorec dla pomiarów porównawczych;

$r_2 = (T_a - T_w)$  – szereg różnic  $r_2 = (T_a - T_w)$  zmierzonych urządzeniem termometrycznym automatycznej stacji meteorologicznej, obrazujący odchylenia wartości pomiarów wykonywanych na stacjach MAWS od wartości pomiarów odniesienia;

$r_s$  – wartości składowej systematycznej szeregu  $T_a - T_w$  (przewidywana wartość odchylenia  $T_a$  od  $T_w$ ); wyznaczone w analizie statystycznej regresji wielokrotnej, określone za pomocą równania  $r_s = a_1(T_a) + a_2(V) + a_3(RH) + a_4(p) + a_5(t') + b$ ;

$r_p$  – wartości szeregu reszt (składowej przypadkowej); wyznaczone z różnicy równania regresji wielokrotnej od różnic rzeczywistych ( $r_p = (T_a - T_w) - r_s$ ).

Na wykresach  $r_s = f(N)$  oraz  $r_s = f(T_a)$  przedstawiono następujące zależności:

- Szereg wartości przewidywanych ( $r_s$ ) funkcji liczby ( $N$ ) kolejnego pomiaru, wyrażonych w wartościach rzeczywistych:  $r_s = f(N)$ , na polu zmienności  $\pm 0,2^\circ\text{C}$ , dopuszczalnym w standardach WMO.
- Szereg wartości przewidywanych ( $r_s$ ) w funkcji liczby ( $N$ ). Przebieg tej funkcji może być aproksymowany równaniem regresji wielomianowej, przy określonym współczynniku korelacji ( $R$ ). Obserwowanie przebiegu w mikroskali wartości rzędnych ujawnia charakter jego postaci (liniowy lub nieliniowy).
- Szereg wartości przewidywanych ( $r_s$ ) funkcji temperatury wyrażonej w wartościach rzeczywistych:  $r_s = f(T_a)$ . Aproksymacja tej funkcji równaniem regresji

wielomianowej, przy określonym współczynniku korelacji ( $R$ ), ujawnia charakter tej zależności.

Na wykresie widmowym  $r_p$  przedstawiono:

- rozkład różnic  $T_a - T_w$  w klasach;
- rozkład reszt w klasach;
- asymetrię rozkładu reszt, obrazującą stopień dopasowania równania regresji wielokrotnej do przebiegu rzeczywistego. Im większa symetria rozkładu, tym dokładniejszy stopień dopasowania.

## UWAGA

Asymetria rozkładu częstości różnicy  $r_2 = (T_a - T_w)$ , przed kompensacją składową systematyczną ( $r_s$ ) określoną równaniem regresji wielokrotnej oraz po kompensacji określoną szeregiem reszt  $r_p$ , jest uniwersalnym wskaźnikiem, identyfikującym charakter przypadkowy reszt. Jeżeli rozkład ten jest quasi-symetryczny (procentowa asymetria w pojedynczej, dowolnej klasie  $\leq 2\%$ ), to uzyskuje się pewność, że w wyniku zastosowanych postępowań analityczno-obliczeniowych, wartość przewidywana  $y$  (składowa systematyczna  $r_s$ ) została określona z przybliżeniem wystarczającym dla celów praktycznych.

### 11.1.2. Stacja Gdańsk-Świbno – luty 2017

#### A. Ocena jakości danych

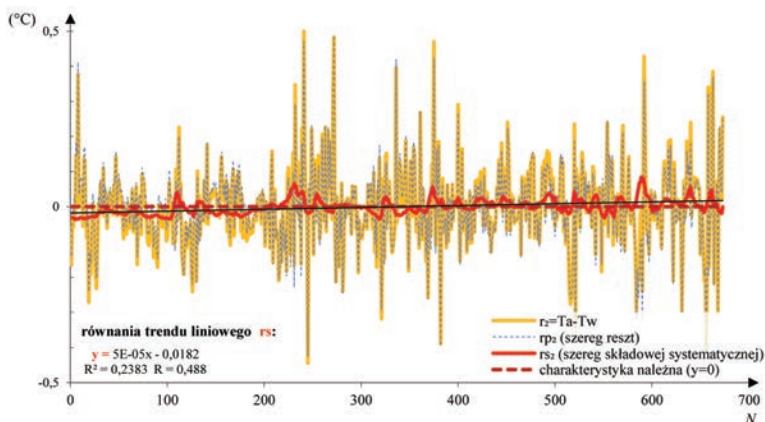
Zarówno szereg pomiarów  $T_a$ , jak i  $T_w$  był pełen (odpowiednio  $N = 4032$  i  $N = 672$ ). W obu szeregach skok czasowy nie przekraczał dopuszczalnych wartości. Nie wprowadzano zatem korekt ręcznych. Szereg pomiarów  $T_a$  nie zawierał pomiarów o statusie invalid lub suspicious.

Dopuszczalną wartość błędów grubych w szeregu  $r_2 = T_a - T_w$  określono na poziomie  $r_2 > |0,5^\circ\text{C}|$ . W szeregu zaobserwowano siedem błędów grubych (tj. 1,04%), z czego trzy zostały skorygowane, a cztery usunięte z szeregu.

#### B. Ocena procesu zmian: wykres $r_2, r_s, r_p = f(N)$

Postać równania składowej systematycznej  $r_s$ , wyznaczonej w analizie regresji wielokrotnej pięciu zmiennych ( $T_a, V, RH, p, t'$ ) to dla zmiennych zależnych wyznaczonych w wartościach:

- rzeczywistych:  $y = 0,00003 \cdot T_a + 0,000042 \cdot V + 0,000008 \cdot Rh + 0,000009 \cdot p + 0,000012 \cdot t' + 0,00948$ ;
- względnych:  $y = 0,00186 \cdot (T_a)_{wzgl.} + 0,0015 \cdot (V)_{wzgl.} + 0,00067 \cdot (Rh)_{wzgl.} + 0,00065 \cdot (p)_{wzgl.} + 0,000296 \cdot (t')_{wzgl.} + 0,0015$ .



Rys. II.12. Wykres zbiorczy:  $r_2 = (T_a - T_w) = f(N)$ ;  
 $r_s = f(N)$ ;  $r_p = f(N)$ ; Gdańsk-Świbno, luty 2017

Wyniki: Po wykonanej kontroli jakości danych, odchylenie wartości mierzonych aparaturą automatyczną od wartości odniesienia ( $T_a - T_w$ ), mieściło się w zakresie od  $-0,444$  do  $0,50^\circ\text{C}$ . Największy wpływ na kształtowanie różnicy  $T_a - T_w$  miały: temperatura (współczynnik kierunkowy  $\approx 0,00186$ ), prędkość wiatru (współczynnik kierunkowy  $\approx 0,0015$ ) i wilgotność (współczynnik kierunkowy  $\approx 0,0007$ ) dla obliczeń prowadzonych w wartościach względnych danych wejściowych.

Komentarz: Ocena procesu zmian w analizowanym miesiącu – proces zmian charakterystyki znajduje się w stadium początkowym. Wyraźnie zaznacza się zmienność dobową temperatury. Charakterystyka robocza układa się na charakterystyce należnej. Charakter zależności – liniowy. Tendencja bardzo mała, dodatnia ( $+0,0336^\circ\text{C}/\text{mies.}$ )

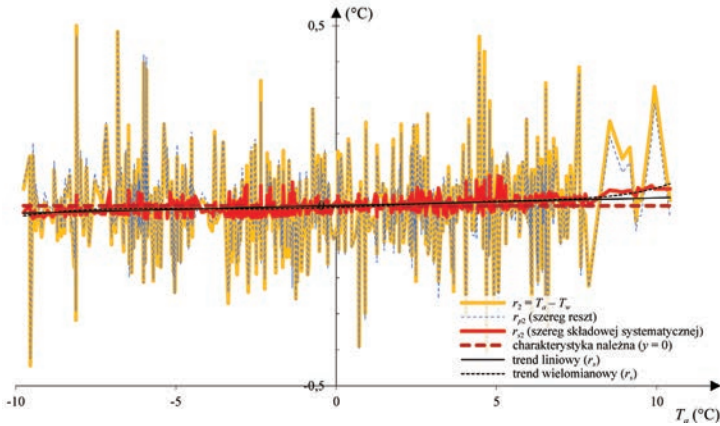
### C. Ocena procesu zmian: wykres $r_2, r_s, r_p = f(T_a)$

Komentarz: Ocena procesu zmian – mała wartość współczynnika kierunkowego w liniowym równaniu tendencji miesięcznej poświadcza, że proces samopodgrzewania czujnika Pt-100 znajduje się w początkowej fazie. Jest to początkowa faza zmienności charakterystyki  $r_s = f(T_a) \leq 0,1^\circ\text{C}$ .

Powyższa tendencja, odniesiona do wartości skrajnych zakresu pomiarowego, określa odchylenia: przy  $-30^\circ\text{C}$  wynoszące  $0,063^\circ\text{C}$ , przy  $+40^\circ\text{C}$  –  $0,086^\circ\text{C}$ . Obie te wartości mieszczą się w przedziale zmian dopuszczalnych, a w odniesieniu do zakresu pomiarowego dają różnicę  $0,149^\circ\text{C}$ .

Wiarygodność urządzenia termometrycznego mogłaby być większa po wprowadzeniu poprawek wynikających z szeregu wartości obliczonych  $r_s = f(T_a)$ .





Rys. II.13. Charakterystyka urządzenia termometrycznego w Gdańsku-Świbnie w lutym 2017, w funkcji temperatury

**Równania trendu  $r_{s2} = f(T_a)$ :**

**liniowy**

$$y = 0,0021x + 0,0005$$

$$R^2 = 0,2441$$

$$R = 0,494$$

**wielomianowy**

$$y = 4E - 08x^6 + 6E-07x^5 - 7E-06x^4 - 5E-05x^3 + 0,0004x^2 + 0,003x - 0,0045$$

$$R^2 = 0,2848$$

$$R = 0,534$$

Wartości składowej systematycznej  $r_s = f(T_a)$ , przedstawione na wykresie linią czerwoną, nieznacznymi odchyleniami zmienności dobowej od linii tendencji liniowej potwierdzają, że podatność urządzenia pomiarowego na wpływy wielkości fizycznych ( $T_a$ ,  $V$ ,  $p$ ,  $RH$ ,  $t$ ) jest jeszcze niewielka. Nierówność współczynników korelacji  $R_2 > R_1$ , obliczonych z równań liniowego  $y_1$  i nieliniowego  $y_2$ , określających tendencje zależności  $r_s = f(N)$  wskazują, że charakter tej zależności jest nieliniowy.

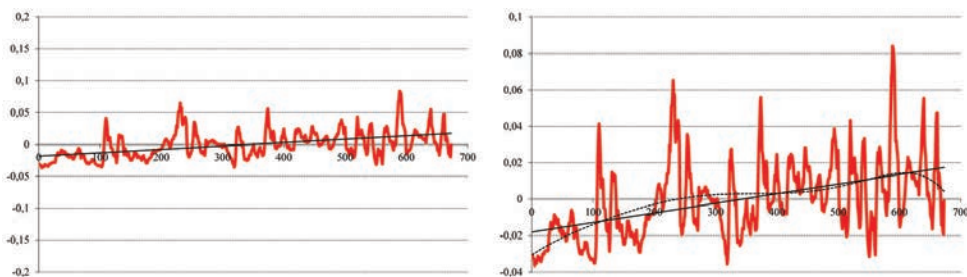
D.  $r_s = f(N)$ ;  $r_s = f(T_a)$

Mała amplituda tendencji nieliniowej dla szeregu miesięcznego potwierdza występowanie początkowej fazy podatności charakterystyki urządzenia pomiarowego na wpływy wielkości fizycznych i tendencji wielodobowych.

Opis wykresów (rys. II.14 i II.15):

- zakres osiąganych wartości składowej systematycznej mieścił się w przedziale od  $-0,04$  do  $0,09^\circ\text{C}$ .
- przebieg funkcji  $r_s = f(N)$  może być aproksymowany równaniem liniowym, przy współczynniku korelacji rzędu  $R = 0,4882$ . Obserwowanie przebiegu w mikroskali wartości rzędnych ujawnia jego nieliniową postać (wielomianowe równanie tendencji (6. stopnia) o współczynniku korelacji rzędu  $R = 0,52682$ ).





Rys. II.14. Wyznaczona składowa systematyczna ( $r_s = f(N)$ ) w Gdańsku-Świbnie, luty 2017

$$r_s = f(N)$$

**Równanie linii trendu [ $r_s = f(N)$ ]:**

**wielomianowe**

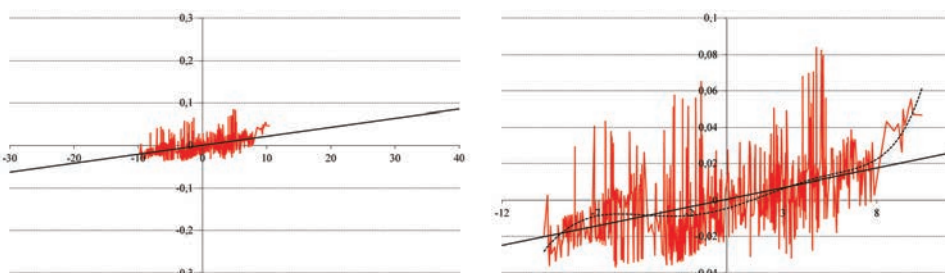
$$y = -2,4E-17x^6 + 4,04E-14x^5 - 2,4E-11x^4 + 6,54E-09x^3 - 1,1E-06x^2 + 0,00023x - 0,03095$$

$$R^2 = 0,27754 \quad R = 0,52682$$

**liniowe**

$$y = 0,0000528x - 0,01815$$

$$R^2 = 0,23834 \quad R = 0,4882$$



Rys. II.15. Wyznaczona składowa systematyczna ( $r_s = f(T_a)$ ) w Gdańsku-Świbnie, luty 2017

$$r_s = f(T_a)$$

**równanie linii trendu [ $r_s = f(T_a)$ ]:**

**wielomianowe**

$$y = 4,06E-08x^6 + 6,36E-07x^5 - 6,9E-06x^4 - 0,000053x^3 + 0,00042x^2 + 0,00295x - 0,00452$$

$$R^2 = 0,2848 \quad R = 0,53367$$

**liniowe**

$$y = 0,002127x + 0,000515$$

$$R^2 = 0,24411 \quad R = 0,494075$$

- aproksymacja funkcji  $r_s = f(T_a)$  wielomianowym równaniem tendencji, przy współczynniku korelacji  $R = 0,53367$ , ujawnia nieliniowy charakter tej zależności.

Komentarz: Ocena narzędzia analityczno-obliczeniowego – na wykresie (rys. II.14, wykres po prawej) wartości składowej systematycznej (poprawek) w funkcji ( $N$ ) wyraźnie zaznacza się ich mikroskalowa, nieliniowa zmienność wokół linii nieli-

niowej tendencji w czasie. Poszczególne wartości określane są z dużą dokładnością i rozdzielczością amplitudową. W mikroskali rzędnych uwidacznia się nieustanna zmienność wartości poprawki wynikających z aktualnej kombinacji wartości pięciu zmiennych uczestniczących w kształtowaniu warunków wymiany z otoczeniem ciepła Joule'a wytwarzanego w urządzeniu termometrycznym.

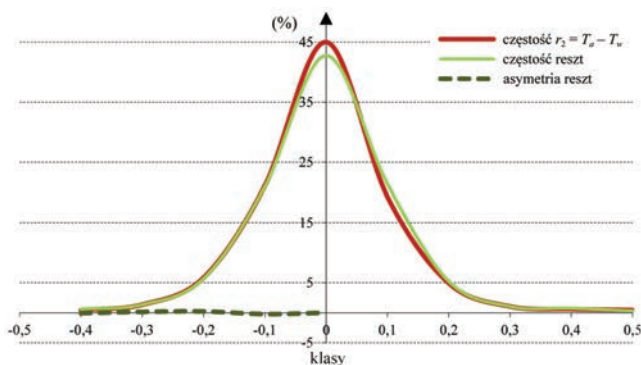
Na wykresie (rys. II.15, wykres po prawej) wartości składowej systematycznej w funkcji ( $T_a$ ) wyraźnie zaznaczają się początki mikrozmienności charakterystyki ( $a = var$ ,  $b = var$ ). Po lewej stronie położenie i orientacja tego samego wykresu w przedziale zmian tolerowanych.

### E. Rozkład widmowy $r_p$

Wyniki: Maksymalna asymetria rozkładu reszt wyniosła  $-0,22\%$  w przedziale  $<0; -0,1$  i  $0,22\% < -0,1; -0,2$ ). Niska asymetria szeregu reszt świadczy o wysokiej jakości uzyskanych wyników w analizie statystycznej.

Komentarz: Ocena skutków aproksymacji – dobre przybliżenie wartości składowej systematycznej  $r_s$  różnicy  $r_2 = (T_a - T_w)$  doprowadziło do symetryzacji rozkładu częstości reszt  $r_p$ , która w miernictwie jest identyfikowana z błędem przypadkowym pomiaru, np. temperatury. Duża asymetria rozkładu częstości różnic  $r_2 = (T_a - T_w)$  została zredukowana w rozkładzie częstości reszt do wartości  $<0,22\%$ . Jest to jednoznaczna, niepodważalna miara pozytywnych skutków aproksymacji przebiegu rzeczywistego liniowym równaniem regresji wielokrotnej, pięciu zmiennych fizycznych, a zatem i prawidłowego określania wartości składowej systematycznej.

Klasy	Częstość klas (%)		Asymetria reszt (%)
	$T_a - T_w$	Reszty	
-0,4	0,45	0,6	-0,07
-0,3	1,35	1,35	0,15
-0,2	5,83	5,68	<b>0,22</b>
-0,1	21,08	20,93	<b>-0,22</b>
0	44,99	42,75	-
0,1	19,28	21,38	0,22
0,2	4,93	5,23	-0,22
0,3	1,05	1,05	-0,15
0,4	0,6	0,75	0,07
0,5	0,45	0,3	0,15



Rys. II.16. Rozkład widmowy szeregu różnicy  $r_2 = T_a - T_w$  oraz reszt ( $r_{p2}$ ) (Gdańsk-Świbno, luty 2017)

Wniosek: Szereg wartości składowej systematycznej, obliczony z równania regresji wielokrotnej pięciu zmiennych może być wykorzystany do skorygowania pozyskanych danych, przed ich wprowadzeniem do bazy danych.

### 11.1.3. Stacja Chojnice – luty 2017

#### A. Ocena jakości danych

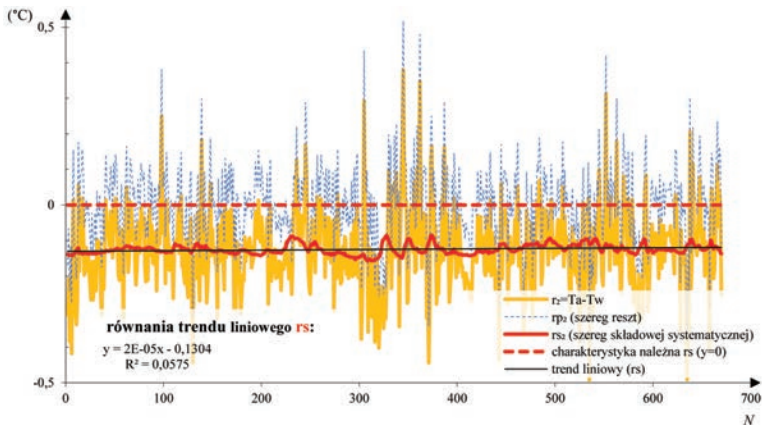
Zarówno szereg pomiarów  $T_a$ , jak i  $T_w$  zawierał pełen zbiór danych (odpowiednio  $N = 4032$ ,  $N = 672$ ). Wszystkie dane ze stacji MAWS otrzymały status valid. Przeprowadzona kontrola spójności czasowej pozwoliła na zidentyfikowanie jednego błędu w szeregu  $T_w$ , polegającego na braku znaku ujemnego temperatury.

W szeregu różnicy  $r_2 = T_a - T_w$  wystąpiło sześć błędów grubych (tj. 0,89%) przy przyjętym marginesie błędu na poziomie  $0,5^\circ\text{C}$ . Wszystkie zostały skorygowane automatycznie.

#### B. Ocena procesu zmian: wykres $r_2, r_s, r_p = f(N)$

Postać równania składowej systematycznej  $r_s$ , wyznaczonej w analizie regresji wielokrotnej pięciu zmiennych ( $T_a, V, RH, p, t'$ ), to dla zmiennych zależnych wyznaczonych w wartościach:

- rzeczywistych:  $y = 0,00151 \cdot T_a + 0,003071 \cdot V + 0,000413 \cdot RH + 0,000545 \cdot p + 0,000754 \cdot t' + 0,565433$
- względnych:  $y = 0,0015 \cdot (T_a)_{wzgl.} + 0,00176 \cdot (V)_{wzgl.} + 0,00059 \cdot (RH)_{wzgl.} + 0,000623 \cdot (p)_{wzgl.} + 0,0003 \cdot (t')_{wzgl.} + 0,001123$



Rys. II.17. Wykres zbiorczy:  $r_s, r_2, r_p = f(N)$ ; charakterystyka urządzenia termometrycznego w Chojnicach w lutym 2017

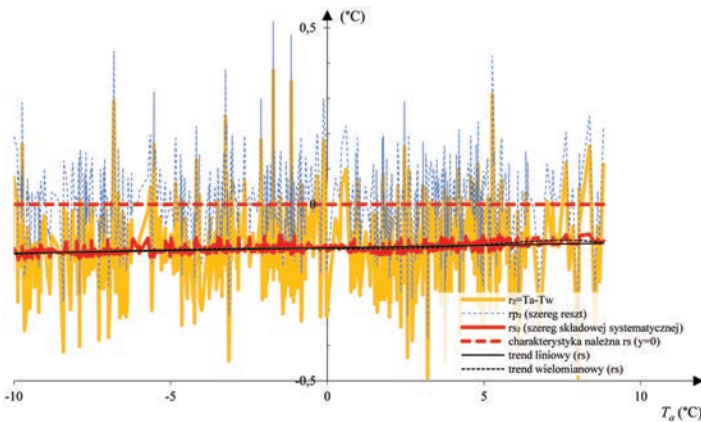
Wyniki: Odchylenie wartości mierzonych aparaturą automatyczną od wartości wzorcowych ( $T_a - T_w$ ) mieściło się w zakresie od  $-0,492$  do  $0,38^\circ\text{C}$ . Największy wpływ na kształtowanie różnicy  $T_a - T_w$  miały: temperatura (współczynnik regresji  $\approx 0,0015$ ) i prędkość wiatru (współczynnik regresji  $\approx 0,00176$ ).

Komentarz: Ocena procesu zmian w analizowanym miesiącu – ze wzajemnej proporcji amplitud reszt  $r_p$  do różnicy zmierzonej  $r = (T_a - T_w)$  oraz wartości składowej systematycznej ( $r_s$ ) do różnicy zmierzonej  $r$  jw. wynika, że proces zmienności charakterystyki  $r_s = f(N)$  jest w początkowej fazie rozwoju. Na wykresie wartości przewidywanych w funkcji  $N$  zaznaczają się nieznacznie wpływy zmienności dobowej temperatury. Charakter zależności – quasi-liniowy.

Prawdopodobną przyczyną przesunięcia charakterystyki roboczej względem charakterystyki należnej o  $-0,123^\circ\text{C}$  jest wadliwe ustawienie zera przetwornika analogowo-cyfrowego.

C. Ocena procesu zmian: wykres  $r_2, r_s, r_p = f(T_a)$

Komentarz: Ocena procesu zmian – na wykresie widoczna początkowa faza zmienności charakterystyki  $r_s = f(T_a)$ .



Rys. II.18. Charakterystyka urządzenia termometrycznego w Chojnicach w lutym 2017, w funkcji temperatury

**Równania trendu  $r_{s2} = f(T_a)$ :**

**liniowy**

$$y = 0,0021x + 0,0005$$

$$R^2 = 0,2441$$

$$R = 0,494$$

**wielomianowy**

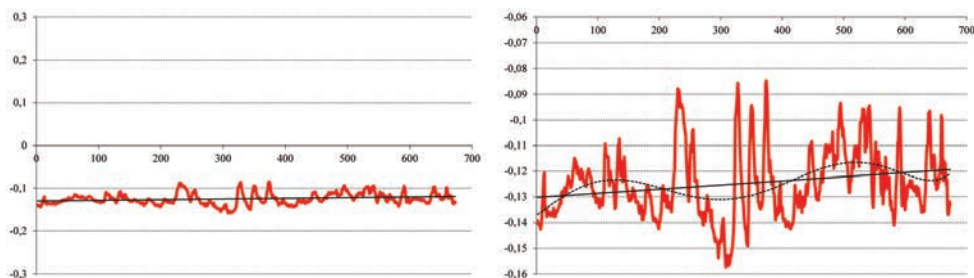
$$y = 4E - 08x^6 + 6E-07x^5 - 7E-06x^4 - 5E-05x^3 + 0,0004x^2 + 0,003x - 0,0045$$

$$R^2 = 0,2848$$

$$R = 0,534$$

Słabo zaznaczona tendencja wartości  $r_s$  w funkcji  $T_a$ . Charakterystyka quasi-liniowa, przesunięta na osi rzędnych o wartość  $-0,123^\circ\text{C}$ . Powyższa tendencja, odniesiona do wartości skrajnych zakresu pomiarowego, określa odchylenia: przy  $-30^\circ\text{C}$  wynoszące  $0,169^\circ\text{C}$ , przy  $+40^\circ\text{C}$  wynoszące  $-0,062^\circ\text{C}$ . Obie te wartości mieszczą się w przedziale zmian dopuszczalnych, a w odniesieniu do zakresu pomiarowego dają różnicę  $-0,107^\circ\text{C}$ . O tę wartość wszystkie pomiary temperatury na stacji Chojnice są zaniżane. Wiarygodność urządzenia termometrycznego mogłaby być zwiększona w wyniku wprowadzenia poprawek wynikających z szeregu wartości obliczonych  $r_s = f(T_a)$ .

D.  $r_s = f(N)$ ;  $r_s = f(T_a)$



Rys. II.19. Wyznaczona składowa systematyczna ( $r_s = f(N)$ ) w Chojnicach, luty 2017

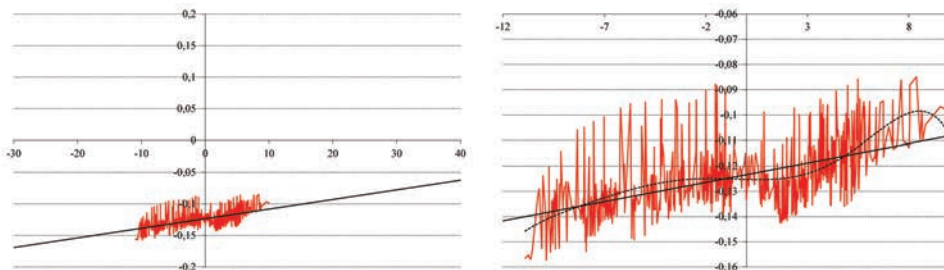
**Równanie linii trendu [ $r_s = f(N)$ ]:**

$$y = 4,78\text{E-}17x^6 - 8,87\text{E-}14x^5 + 5,7496\text{E-}11x^4 - 1,4423\text{E-}08x^3 + 7,150607\text{E-}07x^2 + 0,0001535x - 0,13703$$

$$R^2 = 0,130 \quad R = 0,3606$$

$$y = 1,622\text{E-}05x - 0,1303$$

$$R^2 = 0,054 \quad R = 0,2327$$



Rys. II.20. Wyznaczona składowa systematyczna ( $r_s = f(T_a)$ ) w Chojnicach, luty 2017

**Równanie linii trendu [ $r_s = f(N)$ ]:**

$$y = -3,64195\text{E-}08x^6 + -5,40227\text{E-}07x^5 + 2,6427\text{E-}06x^4 + 7,31492\text{E-}05x^3 + 0,000106x^2 - 0,000214x - 0,1253$$

$$R^2 = 0,379525 \quad R = 0,61606$$

$$y = 0,0015x - 0,12341$$

$$R^2 = 0,3201714 \quad R = 0,5658369$$

Komentarz: Ocena narzędzia analityczno-obliczeniowego – na wykresie (rys. II.19, wykres po prawej) wyraźnie zaznacza się nieliniowa zmienność wokół linii tendencji nieliniowej w czasie wartości składowej systematycznej (poprawek) w funkcji ( $N$ ). Po lewej stronie położenie i orientacja tego samego wykresu w przedziale zmian tolerowanych.

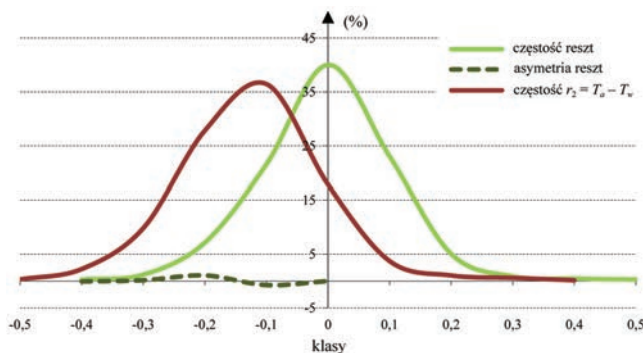
Na wykresie (rys. II.20, wykres po prawej) wartości  $r_s$  w funkcji ( $T_a$ ) wyraźnie zaznaczają się początki dryfu i mikrozmienności charakterystyki. Po lewej stronie orientacja tego samego wykresu w przedziale zmian tolerowanych.

### E. Rozkład widmowy $r_p$

Wyniki: Maksymalna asymetria rozkładu reszt wyniosła 1,04% w klasie  $<-0,1;-0,2$ ). Niska asymetria szeregu reszt świadczy o wysokiej jakości uzyskanych wyników w analizie statystycznej.

Komentarz: Ocena skutków aproksymacji – dobre przybliżenie wartości składowej systematycznej  $r_s$  różnicy  $r = (T_a - T_w)$  doprowadziło do symetryzacji rozkładu częstości reszt  $r_p$ , która w miernictwie jest identyfikowana z błędem przypadkowym pomiaru, np. temperatury. Duża asymetria rozkładu częstości różnic  $r = (T_a - T_w)$  została zredukowana w rozkładzie częstości reszt do wartości  $<1,04\%$ . Z uwagi na niską wartość asymetrii składowej przypadkowej, wartość składowej systematycznej ( $r_s$ ) wyznaczonej równaniem regresji wielokrotnej pięciu zmiennych jest określona prawidłowo.

Klasy	Częstość klas (%)		Asymetria reszt (%)
	$T_a - T_w$	Reszty	
-0,5	0,3	-	-0,15
-0,4	2,23	0,3	0,07
-0,3	9,82	1,19	0,15
-0,2	27,83	7,14	<b>1,04</b>
-0,1	36,46	21,58	-0,74
0,0	17,86	40,03	
0,1	3,72	23,07	
0,2	1,04	5,06	
0,3	0,6	0,89	
0,4	0,15	0,45	
0,5	-	0,3	



Rys. II.21. Rozkład widmowy szeregu różnicy  $r_2 = T_a - T_w$  oraz reszt ( $r_{p2}$ ) (Chojnice, luty 2017)

Wniosek: Szereg wartości składowej systematycznej, obliczony z równania regresji wielokrotnej pięciu zmiennych może być wykorzystany do skorygowania pozyskanych danych, przed ich wprowadzeniem do bazy danych.

#### 11.1.4. Stacja Toruń – luty 2017

##### A. Ocena jakości danych

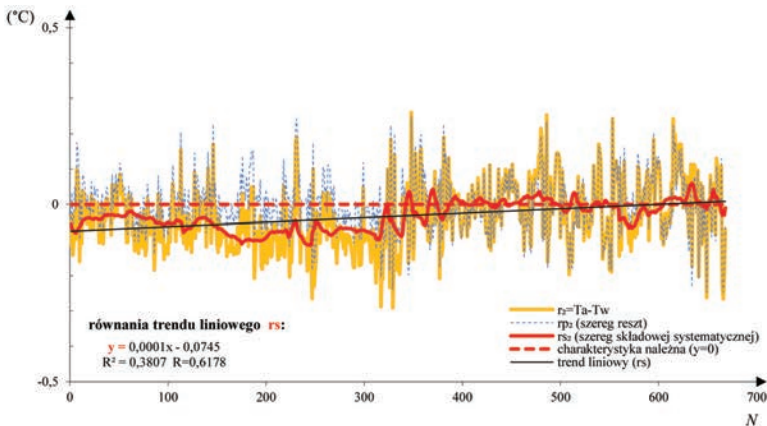
Zarówno szereg pomiarów  $T_a$ , jak i  $T_w$  był pełen (odpowiednio  $N = 4032$  i  $N = 672$ ). W obu szeregach skok czasowy nie przekraczał dopuszczalnych wartości. Korekty ręczne nie były wprowadzane. Szereg pomiarów  $T_a$  nie zawierał pomiarów o statusie *invalid* lub *suspicious*.

Dopuszczalną wartość błędów grubych w szeregu  $r_2 = T_a - T_w$  określono na poziomie  $r_2 > |0,3^\circ\text{C}|$ . W szeregu zaobserwowano osiem błędów grubych (tj. 1,19%), z których cztery zostały skorygowane, a cztery usunięte z szeregu.

##### B. Ocena procesu zmian: wykres $r_2, r_s, r_p = f(N)$

Postać równania składowej systematycznej  $r_s$ , wyznaczonej w analizie regresji wielokrotnej pięciu zmiennych ( $T_a, V, RH, p, t'$ ) to dla zmiennych zależnych wyznaczonych w wartościach:

- rzeczywistych:  $y = 0,009774 \cdot T_a + 0,000584 \cdot V + 0,001403 \cdot RH + 0,000946 \cdot p - 0,000375 \cdot t' - 1,032663$ ;
- względnych:  $y = (0,001233) \cdot (T_a)_{wzgl.} + (0,001791) \cdot (V)_{wzgl.} + (0,000451) \cdot (RH)_{wzgl.} + (0,000469) \cdot (p)_{wzgl.} + (0,000213) \cdot (t')_{wzgl.} + (0,001034)$ .



Rys. II.22. Wykres zbiorczy:  $r_s, r_2, r_p = f(N)$ ; charakterystyka urządzenia termometrycznego w Toruniu, luty 2017

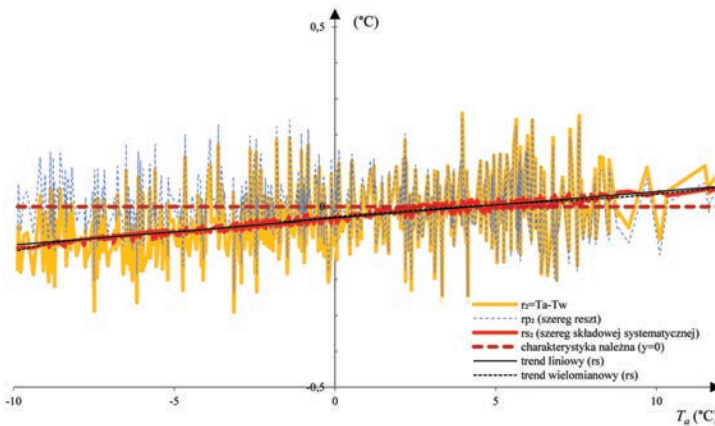


Wyniki: Odchylenie wartości mierzonych aparaturą automatyczną od wartości wzorcowych ( $T_a - T_w$ ), mieściło się w zakresie od  $-0,291$  do  $0,260^\circ\text{C}$ . Największy wpływ na kształtowanie różnicy  $T_a - T_w$  miały: temperatura (współczynnik kierunkowy  $\approx 0,0012$ ) i prędkość wiatru (współczynnik kierunkowy  $\approx 0,0017$ ).

Komentarz: Ocena procesu zmian w analizowanym miesiącu – proces zmienności charakterystyki  $r_s = f(N)$  – rozwinięty. Zaznacza się zaawansowana zmienność dobowa i wielodobowa w początkowym stadium. Charakter zależności – nieliniowy z tendencją średnią, dodatnią rzędu  $+0,082^\circ\text{C}/\text{miesiąc}$ .

C. Ocena procesu zmian: wykres  $r_2, r_s, r_p = f(T_a)$

Komentarz: Ocena procesu zmian – Proces zmienności charakterystyki  $r_s = f(T_a)$  – zaawansowany. Charakterystyka quasi-liniowa. Tendencja liniowa, dodatnia o znaczącej wartości. W odniesieniu do wartości skrajnych zakresu pomiarowego, obliczona z liniowego równania tendencji, określa odchylenia: przy  $-30^\circ\text{C}$  wynoszące  $0,251^\circ\text{C}$ , przy  $+40^\circ\text{C}$  wynoszące  $0,261^\circ\text{C}$ . Obie te wartości wykraczają poza przedział zmian tolerowanych, a w odniesieniu do zakresu pomiarowego dają róż-



Rys. II.23. Charakterystyka urządzenia termometrycznego w Toruniu w lutym 2017, w funkcji temperatury

**Równania trendu  $r_{s2} = f(T_a)$ :**

**liniowy**

$$y = 0,0073x - 0,0315$$

$$R^2 = 0,950918 \quad R = 0,975$$

**wielomianowy**

$$y = -3,2\text{E-}08x^6 + 5,1\text{E-}07x^5 + 3,6\text{E-}06x^4 - 5,7\text{E-}05x^3 - 0,0002x^2 + 0,008531x - 0,02846$$

$$R^2 = 0,956883 \quad R = 0,978$$



nicę  $0,512^{\circ}\text{C}$ . Od wartości  $4^{\circ}\text{C}$  w górę wszystkie zmierzone wartości są narastająco zawyżane (maksymalnie o niespełna  $-0,26^{\circ}\text{C}$ ), zaś w dół – narastająco zaniżane (maksymalnie o  $0,25^{\circ}\text{C}$ ).

Narzędzie pomiarowe utraciło wiarygodność w standardach WIGOS, ponieważ jego wskazania są obarczone błędem systematycznym, zmiennym, o nieznannej wartości. Powinny być wprowadzone odpowiednie poprawki w celu zniwelowania zjawiska mikrozmienności. Wiarygodność danych pomiarowych może być poprawiona w trybie off-line (przed wprowadzeniem do bazy danych), w wyniku wprowadzenia poprawek wynikających z szeregu wartości obliczonych  $r_s = f(T_a)$ .

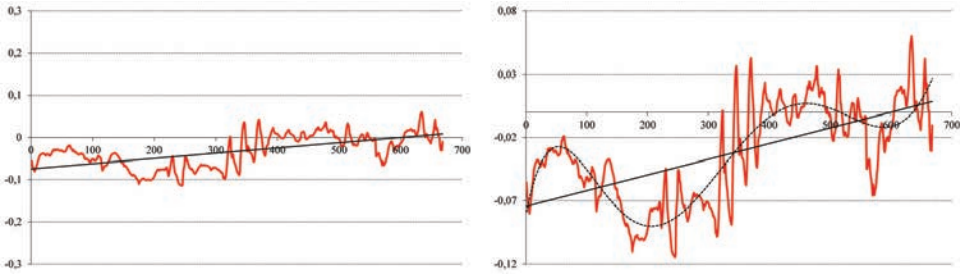
D.  $r_s = f(N)$ ;  $r_s = f(T_a)$

Opis wykresów (rys. II.24 i II.25):

- zakres osiąganych wartości składowej systematycznej mieścił się w przedziale od  $-0,115$  do  $0,061^{\circ}\text{C}$ ;
- przebieg funkcji  $r_s = f(N)$  może być aproksymowany równaniem tendencji wielomianowej (6. stopnia), przy współczynniku korelacji rzędu  $R = 0,62$ ; obserwowanie przebiegu w mikroskali wartości rzędnych ujawnia jego nieliniową postać;
- aproksymacja funkcji  $r_s = f(T_a)$  równaniami tendencji liniowej i wielomianowej, przy współczynnikach korelacji odpowiednio  $R = 0,978$  i  $R = 0,975$  ujawnia quasilineowy charakter tej zależności.

Komentarz: Ocena narzędzia analityczno-obliczeniowego – Na wykresie (rys. II.24, wykres po prawej) przedstawiono wartości składowej systematycznej (poprawki) w funkcji ( $N$ ). Wyraźnie zaznacza się ich nieliniowa zmienność wokół kształtu nieliniowej tendencji w czasie. Poszczególne wartości określane są z dużą dokładnością rozdzielczością amplitudową w mikroskali rzędnych. Uwidacznia się nieustanna zmienność wartości poprawek, wynikająca z aktualnej kombinacji wartości pięciu zmiennych uczestniczących w kształtowaniu warunków wymiany z otoczeniem ciepła Joule’a, wytwarzanego w urządzeniu termometrycznym. Na wykresie po lewej stronie – położenie i orientacja tego samego wykresu w przedziale zmian tolerowanych.

Na wykresie (rys. II.25, wykres po prawej stronie) przedstawiono wartości  $r_s$  (poprawek) w funkcji  $(T_a)_{wzgl.}$ ; wyraźnie zaznaczają się początki mikrozmienności charakterystyki. Na wykresie po lewej stronie – położenie i orientacja tego samego wykresu w przedziale zmian tolerowanych.



Rys. II.24. Wyznaczona składowa systematyczna ( $r_s = f(N)$ ) w Toruniu, luty 2017

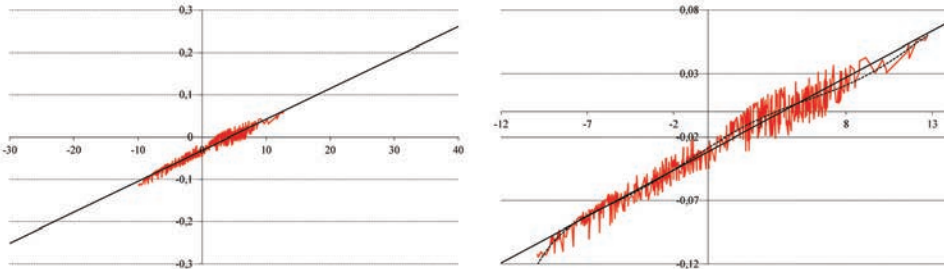
**Równanie linii trendu [ $r_s = f(N)$ ]**

$$y = -1,259E-16x^6 + 3,505E-13x^5 - 3,564E-10x^4 + 1,641E-07x^3 - 3,331E-05x^2 + 0,0024x - 0,0827$$

$$R^2 = 0,748 \quad R = 0,865$$

$$y = 0,00012x - 0,07462$$

$$R^2 = 0,382 \quad R = 0,618$$



Rys. II.25. Wyznaczona składowa systematyczna ( $r_s = f(T_a)$ ) w Toruniu, luty 2017

**Równanie linii trendu [ $r_s = f(T_a)$ ]**

$$y = -3E-08x^6 + 5E-07x^5 + 4E-06x^4 - 5,7E-05x^3 - 0,0002x^2 + 0,008531x - 0,028459$$

$$R^2 = 0,957 \quad R = 0,978$$

$$y = 0,00731x - 0,03147$$

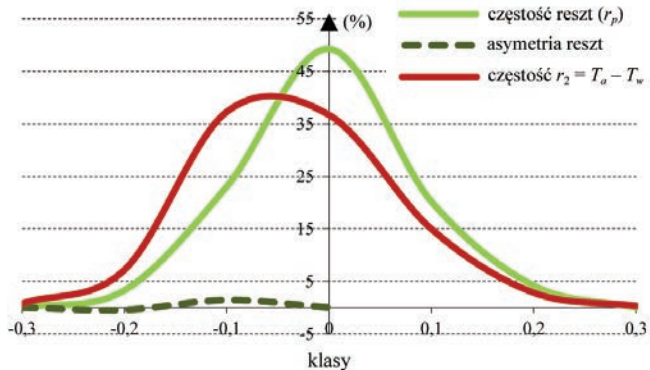
$$R^2 = 0,951 \quad R = 0,975$$

**E. Rozkład widmowy  $r_p$**

Wyniki: Maksymalna asymetria rozkładu reszt wyniosła 1,42% w klasie  $<0; -0,1$ .

Komentarz: Ocena skutków aproksymacji – Dobre przybliżenie wartości składowej systematycznej  $r_s$  różnicy  $r = (T_a - T_w)$  doprowadziło do symetryzacji rozkładu częstości reszt  $r_p$ , która w miernictwie jest identyfikowana z błędem przypadkowym pomiaru, np. temperatury. Duża asymetria rozkładu częstości różnic  $r_2 = (T_a - T_w)$  została zredukowana w rozkładzie częstości reszt do wartości  $<1,5\%$ . Niewielka wartość asymetrii składowej przypadkowej świadczy o dobrym dopasowaniu

Klasy	Częstość klas (%)		Asymetria reszt
	$T_a - T_w$	Reszty	
-0,3	0,75	-	-
-0,2	7,19	3,29	-0,45
-0,1	37,28	23,05	1,42
0	36,68	49,25	0
0,1	14,97	20,21	-1,42
0,2	2,84	4,19	0,45
0,3	0,3	0	-



Rys. II.26. Rozkład widmowy szeregu różnicy  $r_2 = T_a - T_w$  oraz reszt ( $r_{p2}$ ) (Toruń, luty 2017)

liniowego równania regresji wielokrotnej aproksymującego przebieg rzeczywisty. Wartości składowej systematycznej ( $r_s$ ) zostały określone prawidłowo.

Wniosek: Szereg wartości  $r_s$ , obliczony z równania regresji wielokrotnej pięciu zmiennych może być wykorzystany do skorygowania pozyskanych danych, przed ich wprowadzeniem do bazy danych.

### 11.1.5. Wnioski końcowe

Opisane postępowanie zastosowane do trzech wybranych przypadków pokazuje, że:

1. Chwilowe wartości składowej systematycznej w szeregu czasowym danych mogą być wyznaczone z dużą dokładnością.
2. Jakość całego postępowania analityczno-obliczeniowego może być kontrolowana za pośrednictwem wartości asymetrii rozkładu częstości reszt.
3. Całość postępowania analityczno-obliczeniowego, ujęta w formie zautomatyzowanego narzędzia, skraca czas realizacji obliczeń do ułamka czasu, jaki byłby potrzebny w przypadku obliczeń manualnych. Nadaje to opracowanej metodzie zdolność do kontroli jakości pomiarów temperatury w sieci PSHM w trybie operacyjnym.
4. Jak wynika z rozważań, każdy pomiar temperatury wykonany przy pomocy urządzenia termometrycznego automatycznej stacji meteorologicznej, występujący w określonym szeregu czasowym danych, jest obciążony inną wartością błędów systematycznego nieznanego i wymaga innej poprawki. Na obecnym etapie rozwoju metodycznego jest to bezpośrednią przyczyną braku możliwości wprowadzenia aktualnych poprawek na zjawisko mikrozmienności charaktery-

styk w trybie on-line. Natomiast poprawki te mogą być określone i powinny być wprowadzone półautomatycznie w trybie off-line, przed wprowadzeniem danych do ich bazy

**CZĘŚĆ III.**  
**DIAGNOSTYKA TELEMTRYCZNA**  
**NIESPRAWNOŚCI URZĄDZEŃ,**  
**UKŁADÓW I CZUJNIKÓW POMIAROWYCH**

**K. Rózdzyński, B. Peek**



# 1. Założenia metodyczne dla diagnostyki telemetrycznej wiarygodności urządzeń pomiarowych automatycznych stacji meteorologicznych

## 1.1. Podstawy teoretyczne

W przypadku pomiarów temperatury powietrza należy uwzględnić szereg czynników, których pominięcie prowadzi do wadliwych określeń mierzonej temperatury. Pomiaru oporności termometrycznych czujników rezystancyjnych realizowane są z reguły za pomocą mostków pomiarowych (Wheatstone'a lub Thomsona) (rys. III.1a) lub przy użyciu układów kompensacyjnych. Czujnik termometryczny  $R_1 = R_T$  pracujący w mostkowym układzie pomiarowym wraz z zasilaczem stabilizowanym i układem termometrycznym tworzą urządzenie termometryczne.

Zależności podstawowe, jakie wystąpią w przypadku mostka Wheatstone'a prądu stałego (rys. III.1a), mogą być określone w wyniku zastosowania twierdzenia o zastępczym źródle napięcia (Thevenina) [Róždzyński 1974]. Natężenie prądu  $I_5$  w gałęzi przekątnej mostka (tj. sygnał na wyjściu układu pomiarowego) można obliczyć, dokonując przerwy w gałęzi oporności  $R_5$  (rys. III.1b) i znajdując napięcie w stanie jałowym  $U_{mn}$ . Napięcie to jest różnicą spadków napięć na opornościach  $R_1$  i  $R_3$ . Przy założeniu, że oporność wewnętrzna źródła  $R_o = 0$ , może być ono wyrażone w postaci:

$$U_{mn} = E \frac{R_1}{R_1 + R_2} - E \frac{R_3}{R_3 + R_4} = E \frac{R_1 R_4 - R_2 R_3}{(R_1 + R_2) \cdot (R_3 + R_4)} \quad (8)$$

Oporność obwodu między zaciskami  $m$  i  $n$  przy  $E = 0$  (rys. III.1c) i przerwie w gałęzi o oporności  $R_5$  wyniesie:

$$R_r = \frac{R_1 \cdot R_2}{R_1 + R_2} + \frac{R_3 \cdot R_4}{R_3 + R_4} \quad (9)$$

Natomiast prąd w gałęzi  $R_5$  można wyznaczyć z wzoru (10), najczęściej spotykanego w literaturze dla wyrażenia natężenia prądu w gałęzi przekątnej mostka:

$$I_5 = \frac{U_{mn}}{R_r + R_5} = E \frac{R_1 R_4 - R_2 R_3}{(R_1 + R_2) \cdot [R_3 R_4 + R_5 (R_3 + R_4)] + R_1 R_2 (R_3 + R_4)} \quad (10)$$

Jak wynika z zależności (10), amplituda sygnału na wyjściu w mostku niezrównoważonym (natężenie prądu  $I_5$ ) jest liniową funkcją napięcia zasilania  $E$  oraz złożoną funkcją wartości  $R_1$  (oporności  $R_T$  czujnika termometrycznego w określonej temperaturze ośrodka), która w liczniku i mianowniku tego ułamka wchodzi w złożone związki z innymi elementami mostka pomiarowego. Sygnał na wyjściu mostka jest funkcją trzech zmiennych:  $E = f(t')$ ,  $R_1 = f(T, t')$ ,  $[R_2, R_3, R_4] = f(t')$ , gdzie  $t'$  – czas.

W przypadku urządzenia termometrycznego, tj. układu termometrycznego współpracującego z czujnikiem rezystancyjnym Pt-100, w mostkowym układzie pomiarowym (rys. III.1), w gałęzi mostka  $R_1$  włączony jest ww. czujnik termometryczny o charakterystyce  $R_T \approx (aT + b)$ . Do postaci wzoru (10) mogą być wprowadzone następujące uproszczenia:

$$R_2 R_3 = k_1 \quad R_3 R_4 + R_5 (R_3 + R_4) = k_2 \quad R_2 (R_3 + R_4) = k_3$$

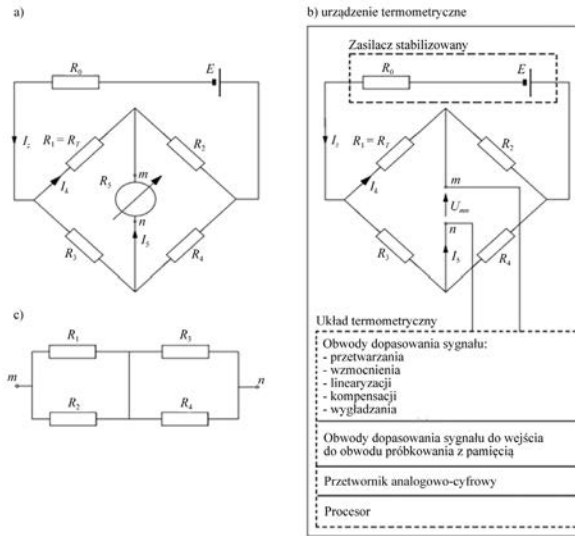
a wzór ten przyjmie postać:

$$I_5 = E \frac{R_T R_4 - k_1}{R_T (k_2 + k_3) + R_2 k_2} = f(E, R_T) \quad (11)$$

Jak widać, w mostku niezrównoważonym, w pierwszym przybliżeniu, natężenie prądu  $I_5$  (tj. sygnał nierównowagi mostka, na wejściu do układu termometrycznego) jest funkcją dwóch zmiennych: liniową wartości  $E$  (napięcia zasilania układu mostkowego) oraz złożoną, nieliniową wartości rezystancji czujnika termometrycznego  $R_T = f(T)$ .

Jeżeli spełniony będzie warunek stabilności zasilania układu termometrycznego  $E = \text{const.}$ , to  $I_5$  będzie funkcją tylko jednej zmiennej  $I_5 = f(T)$  i zależność ta może być wykorzystana do pomiaru temperatury. Jeżeli warunek ten nie będzie spełniony, ( $E \neq \text{const.}$ ), to wartość  $I = f(E, R_T)$  będzie pozornie funkcją dwóch zmiennych. Jednak w przypadku, gdy  $E$  ulegnie podwyższeniu, wzrośnie również natężenie prądu  $I$  w gałęzi mostka termometrycznego, w porównaniu z jego wartością  $I_k$  – konstrukcyjnie należną. Skutkiem tego będzie wydzielenie w czujniku termometrycznym dodatkowego ciepła Joule'a  $Q = k(I - I_k)^2 R_T$ , co spowoduje podniesienie temperatury czujnika termometrycznego ponad temperaturę równowagi z jego otoczeniem. Efektem tego zjawiska samopodgrzewania będzie zmiana wartości rezystancji czujnika termometrycznego na  $(R_T + \Delta R_T)$ . Wartość sygnału na wyjściu z niezrównoważonego mostka pomiarowego, przy wzroście napięcia zasilania  $E$ ,





Rys. III.1. Podstawowy układ mostka Wheatstone'a; urządzenie i układ termometryczny

staje się funkcją trzech zmiennych:  $I_5 = f(E, R_T, \Delta R_T)$ . Pochodnym skutkiem przejścia czujnika termometrycznego ze stanu cieplnie-biernego w stan cieplnie-czynny jest pojawienie się jego podatności na wpływy czynników fizycznych ( $T, V, RH, p$  i in.), biorących udział w kształtowaniu warunków wymiany nadmiernego ciepła między otoczeniem a czujnikiem cieplnie-czynnym. W tym przypadku wartość sygnału na wyjściu z nierównoważonego mostka pomiarowego staje się już funkcją siedmiu i więcej zmiennych:  $I_5 = f(E, R_T, \Delta R_T, T, V, RH, p$  i in.).

Na dalszej drodze, w łańcuchu przetwarzania na końcową postać cyfrową, sygnał ten dozna dalszej deformacji w wyniku obarczenia sumą błędów (systematycznych i przypadkowych), jakie wystąpią w każdym z podzespołów funkcjonalnych wchodzących w skład tego łańcucha. Urządzenie termometryczne w tym stanie stopniowo traci wiarygodność wskazań i przestaje pełnić funkcję narzędzia pomiarowego.

Zmiany czujnika współdziałającego z określonym układem pomiarowym mają podstawowe znaczenie dla urządzenia termometrycznego, ponieważ wprowadzają indywidualne postacie związków przyczynowo-skutkowych dla wszystkich zmiennych określających wartość sygnału  $I_5$  jw. Tym samym wywierają podstawowy wpływ na charakterystykę urządzenia termometrycznego. Z tego względu jej zmienność może być obserwowana, analizowana i porównywana wyłącznie na ciągach charakterystyk miesięcznych, pozyskanych w tym samym zestawie czujnik termometryczny – układ.

Odmienne są zależności występujące w przypadku układu pomiarowego współpracującego z opornikiem wzorcowym, reprezentującym określoną tempera-

ture  $T_{Rw} = \text{const}$ . W tym przypadku do postaci wzoru (11) mogą być wprowadzone dalsze uproszczenia:

$$R_1 R_4 = k_4 \quad R_1 + R_2 = k_5 \quad R_1 k_3 = k_6$$

a wzór ten przyjmie postać:

$$I_5 = E \frac{k_4 - k_1}{k_5 k_2 + k_6} = f(kE) \quad (12)$$

Sygnal na wyjściu układu mostkowego jest funkcją jednej zmiennej  $I_5 = f(E)$  i mógłby być wykorzystany jako miara zmienności napięcia zasilania układu i określania zmienności charakterystyki urządzenia termometrycznego, spowodowanego zjawiskiem samopodgrzewania, gdyby sygnał ten nie ulegał dalszym deformacjom, wynikającym z procesu starzenia długiego łańcucha podzespołów układu termometrycznego, przedstawionych na rys. III.1. W tym przypadku skutki zjawiska samopodgrzewania nie wystąpią, ponieważ opornik wzorcowy  $T_{Rw}$ , mimo wzrostu wartości natężenia prądu i pojawienia się dodatkowego ciepła Joule'a, nie zmieni swojej rezystancji. Jest bowiem wykonany z materiału o bardzo małym współczynniku temperaturowym oporności. W rezultacie, sygnał  $I_5$  doprowadzony do procesora jest funkcją  $I_5 = f(E + \sum_{i=1}^{i=n} \Delta_i)$ , tzn. jest proporcjonalny do zmian napięcia zasilania i sumy błędów (systematycznych i przypadkowych), jakie wystąpią w łańcuchu przetwarzania tego sygnału na końcową postać cyfrową. Zatem zmienność charakterystyki układu pomiarowego jest obrazem sumy zmian zachodzących w zasilaczu i w układzie termometrycznym.

Z tych powodów charakterystyka układu pomiarowego stanowi podstawę dla wszelkich postępowania analityczno-obliczeniowych i może być wykorzystana zarówno dla kontroli procesów starzenia na stacjach załogowych, jak i bezzałogowych.

Jak wynika z obserwacji, zmiany czujnika pomiarowego nie wywierają żadnego wpływu na charakterystykę układu termometrycznego, dlatego jej zmienność może być obserwowana, analizowana i porównywana w wieloletnich ciągach charakterystyk miesięcznych zestawionych na wykresie zbiorczym.

W pomiarach porównawczych szeregi wartości zmiennych zależnych  $r_1 = (T_{Rw} - 40)$  i  $r_2 = (T_a - T_w)$  mogą być pozyskane tuż po sobie, z nieznaczną zwłoką czasową – nieistotną dla zmienności wszystkich zmiennych uczestniczących w pomiarach. Obie zmienne niezależne  $r_1$  i  $r_2$  mogą być zatem odniesione do tego samego, chwilowego zestawu zmiennych niezależnych  $(T, V, RH, p, t')$ .

Ten stan rzeczy stwarza metodyczne warunki do wyznaczania aktualnej charakterystyki czujnika termometrycznego jako różnicy charakterystyk urządzenia i układu termometrycznego.

## 1.2. Podstawowe warunki wiarygodności miernictwa temperatury w automatycznych stacjach meteorologicznych

Z postaci równania (10) wynika, że podstawowym warunkiem wiarygodnego miernictwa temperatury w układzie pomiarowym niezrównoważonego mostka pomiarowego lub układzie potencjometrycznym, w całym okresie kilkuletniej eksploatacji polowej jest:

- 1) Utrzymanie niezmienności związku  $I_5 = f(R_1) = f(T)$ , co wymaga r ó w n o c z e - s n e g o spełnienia następujących warunków:
  - a. Utrzymania niezmienności w czasie wartości napięcia zasilania układu pomiarowego tj.  $E = f(t') = const.$ , z dużą dokładnością, co może być osiągnięte w wyniku zastosowani zasilaczy stabilizowanych o bardzo dużej trwałości działania oraz dokonywania okresowej kontroli niezmienności prądu  $I_z$  zasilającego układ niezrównoważonego mostka pomiarowego. Pomiar temperatury za pomocą urządzenia termometrycznego automatycznej stacji meteorologicznej ma być wykonany z dokładnością większą niż  $\pm 0,2^\circ\text{C}^3$ , co przy zakresie pomiarowym (od  $-30$  do  $+40^\circ\text{C}$ ) odpowiada dokładności  $\pm 0,28\%$ . Przy założeniu, że  $1/3$  część tej wartości będzie odniesiona do wartości napięcia, zaś pozostałe  $2/3$  – do wartości wyrażenia określającego zmienność proporcji rezystancji oraz do poziomu błędów układu pomiarowego, uzyskuje się warunek dokładności stabilizacji napięcia zasilania mostka pomiarowego  $\Delta U \leq |\pm 0,09|\%$ . Musi być on jednak spełniony w całym okresie eksploatacji polowej urządzenia termometrycznego (10-12 lat), co w praktyce nie może być osiągnięte z uwagi na proces starzenia elementów i układów elektronicznych oraz brak kontroli nad tym procesem.
  - b. Utrzymania niezmienności wartości rezystancji wchodzących w skład mostka pomiarowego, z wyjątkiem wartości  $R_1 = f(T)$ , na niezmiennym poziomie wartości nominalnych, tj.  $R_i = f(t') = const.$ , gdzie  $i = 2, 3, 4$ , z dużą dokładnością (rzędu  $0,01\%$ ), co wymaga zastosowania rozwiązań technicznych redukujących tempo ich starzenia;
  - c. Utrzymania zależności charakterystyki termometrycznej czujnika pomiarowego od temperatury na niezmiennym poziomie, niezależnie od czasu

<sup>3</sup> WMO, 2014, Guide to Meteorological Instruments and Methods of Observation, WMO-No 8, Geneva

ekspozycji  $t'$  na polowym stanowisku pomiarowym,  $[R_1 = f(T)] = f(t') = const$ . Konieczność ta wymaga z kolei spełnienia dwóch warunków szczegółowych:

1. Konieczność określenia postaci aktualnej charakterystyki czujnika termometrycznego Pt-100, w spójności pomiarowej z wzorcem państwowym (GUM), z dokładnością wynikającą ze standardów WIGOS, co wymaga okresowych kontroli i recalibracji w akredytowanym laboratorium wzorcowniczym (CLAP), w postępowaniu wzorcowniczym wg standardów ISO. Zmienność w czasie tej charakterystyki wynika ze zmian fizycznych zachodzących w czujniku termometrycznym na skutek starzenia materiałów, z których jest wykonany. Aktualizacja postaci charakterystyki wymaga jej recalibracji z częstością nie mniejszą niż raz na rok. Wynikające z postępowania wzorcowniczego poprawki muszą być wprowadzone do urządzenia pomiarowego wraz z czujnikiem, do którego się odnoszą. Odstąpienie od tego obowiązku spowoduje odpowiednie przesunięcie całej charakterystyki względem osi rzędnych na wykresie  $T_a = f(T_w)$ , co jest równoznaczne z wprowadzeniem zespołu błędów systematycznych obarczających pomiary temperatury w odnośnych podzakresach jej zmienności, we wszystkich szeregach czasowych pozyskanych danych termometrycznych. Oznacza to, że program pomiarów temperatury powietrza w sieci narodowej będzie wykonany ogólnie z błędami systematycznymi zawyżającymi wszystkie jej wartości rzeczywiste.
2. utrzymanie na niezmiennym poziomie wartości natężenia prądu  $I_k$  płynącego przez czujnik pomiarowy. Spełnienie tego warunku wynika z niezmienności wartości napięcia  $E$  zasilania układu pomiarowego, który przedstawiono już w punkcie  $a$ . W tym przypadku chodzi jednak nie o skutek algebraiczny związany z wartością  $U_{mn}$  w równaniu (10), lecz o skutek pochodny, dodatkowy. Wraz ze zmianą wartości  $E$  zmianie ulegnie wartość natężenia prądu  $I_k$ , a w konsekwencji – ilość ciepła Joule'a wydzielanego w czujniku rezystancyjnym i jego temperatura pracy. Powstanie dodatkowe źródło błędów systematycznych. Przyczyną tego stanu rzeczy jest postępujący proces starzenia zasilacza stabilizowanego, którego skutkiem jest nieznaczną degradacją funkcji stabilizującej, wzrost natężenia prądu  $I_s > I_k$ , wzrost ilości ciepła Joule'a  $Q$  wydzielanego w czujniku pomiarowym, wzrost wartości oporności  $R_T$  i w końcowym rezultacie pojawienie się błędu systematycznego samopodgrzewania  $\Delta T_s = f(Q)$ . Zmiany w czujniku pomiarowym zachodzą na skutek degradacji podzespołów urządzenia pomiarowego, które nie jest poddawane kontroli w warunkach akredytowanego laboratorium

wzorcowniczego, a z kolei nie może być kontrolowane w przeglądach okresowych, prostymi metodami serwisu technicznego.

Zjawisko to rozwija się zatem w sposób niekontrolowany i w miernictwie meteorologicznym znane jest pod nazwą samopodgrzewania czujnika pomiarowego, a ogólniej mikrozmienności charakterystyki wejścia/wyjścia urządzeń termometrycznych automatycznych stacji meteorologicznych.

- 2) Utrzymanie na stałym poziomie parametrów technicznych układu termometrycznego tj. przetwarzania sygnałów analogowych na wyjściu układu pomiarowego ( $I_5$ ), co ogólnie wymaga redukcji tempa procesu starzenia elementów tego układu oraz zastosowania specjalnych rozwiązań konstrukcyjnych, redukujących ryzyko przewleczenia do układu pomiarowego przepięć sieciowych, np. wywołanych wyładowaniami atmosferycznymi. Stan utrzymania ww. parametrów powinien być sprawdzany w okresowym planie serwisu i kontroli jakości działania.

Utrzymanie powyższych warunków nie należy do łatwych, lecz musi być zapewnione w programie profesjonalnego serwisu technicznego i meteorologicznego, realizowanego w standardach WIGOS. Z biegiem czasu zmieniają się wartości wszystkich elementów elektronicznych urządzenia termometrycznego (w tym  $R_2$ ,  $R_3$ ,  $R_4$  j.w.), a także wartość  $E$ , np. na skutek zmian właściwości technicznych układu stabilizującego napięcie lub prąd urządzenia zasilającego mostek pomiarowy.

W przypadku urządzeń termometrycznych komercyjnych, automatycznych stacji meteorologicznych powyższe założenia są w dużym stopniu czysto teoretyczne. Są to bowiem warunki, jakie powinny być spełnione w interesie użytkowników tego sprzętu, producenci prawdopodobnie nie są nimi zainteresowani. Ich spełnienie wymagałoby np. zastosowania starannej preselekcji elementów elektronicznych i specjalnych technologii, co spowodowałoby nieuchronny wzrost kosztów produkcji i zmniejszenie popytu na wysyconych rynkach zbytu, na produkty o wyższej jakości, ale i wyższej cenie. Wynikające z tych ulepszeń przedłużenie „życia” sprzętu pomiarowego również nieuchronnie zredukowałoby popyt na te urządzenia, co na pewno jest sprzeczne z interesami producentów.

W praktyce, powyższe warunki są spełnione w chwili produkcji urządzeń oraz krótko po tym czasie, tj. w okresie gwarancji. Użytkownika sprzętu pomiarowego (Służby narodowe) interesuje natomiast, czy sprzęt ten zachowa swoje właściwości metrologiczne w okresie 10-12 lat zamierzonej eksploatacji połowej i jakie będą tego koszty. Poszukiwany jest sprzęt pomiarowy o długim okresie wiarygodnego działania i wymagający jedynie niewielkich nakładów finansowych na jego utrzymanie.

W okresach magazynowania urządzeń termometrycznych automatycznych stacji pomiarowych u producenta lub użytkownika, natężenie opisanych zmian ulega

zmniejszeniu, a proces spowolnieniu, ponieważ nie są one intensyfikowane przepływem prądu elektrycznego w obwodach elektronicznych. Gwarancje udzielane przez producentów tych urządzeń najczęściej obejmują okres 1-2 lat od daty zawartej transakcji. W przeprowadzonych w PSHM masowych badaniach ustalono, że po upływie rocznego okresu gwarancyjnego w przeważającej liczbie nowych urządzeń pomiarowych proces deformacji charakterystyk wejścia/wyjścia urządzeń termometrycznych występował już z istotnymi skutkami, a w 15-18% urządzeń osiągał fazę zaawansowaną.

W świetle powyższych rozważań staje się jasnym, że wdrożenie i utrzymanie standardów WIGOS wymaga organizacji i jakości programu serwisu metrologicznego na najwyższym profesjonalnym poziomie.

W narodowych służbach meteorologicznych problem degradacji charakterystyk wejścia/wyjścia urządzeń termometrycznych i innych parametrów mierzonych za pośrednictwem sygnałów analogowych w programie telemetrycznego monitoringu nie zawsze należy do pierwszoplanowych, prawdopodobnie z następujących przyczyn:

- a) obecnie stan techniczny tych urządzeń może być zidentyfikowany i kontrolowany *in situ* wyłącznie w wyniku przeprowadzania indywidualnych pomiarów porównawczych temperatury lub innych wielkości mierzonych analogowo podczas prac serwisowych;
- b) wymaga zastosowania zaawansowanych metod analizy statystycznej w odniesieniu do pozyskanych szeregów czasowych danych, dla uzyskania wiarygodnych i porównywalnych wyników w programie monitoringu stanu technicznego tych urządzeń;
- c) przy ogólnej dominacji techniki cyfrowej, problemy dotyczące kilku wielkości fizycznych, u których zachodzi potrzeba pomiaru z zastosowaniem technik analogowych, często ulegają marginalizacji.

W opisanych warunkach służby narodowe koncentrują się na realizacji warunku 1c, który jest warunkiem nieodzownym, lecz niewystarczającym, ponieważ działania te dotyczą jedynie części urządzenia pomiarowego, tj. czujnika. Uznając, że warunek 1b może być spełniony wyłącznie przez producenta sprzętu, użytkownik, dla zapewnienia wiarygodności pomiarów, np. temperatury, jest zobowiązany do uruchomienia stosownych działań dla realizacji warunków 1a, 1c i 2. jw.

Może to nastąpić m.in. w wyniku uruchomienia telemetrycznego programu diagnostyki i monitoringu zmian zachodzących w urządzeniach termometrycznych, opartego na pomiarach porównawczych temperatury z termometrem odniesienia i opornikiem wzorcowym oraz na opracowanej metodyce i postępowaniu

analityczno-obliczeniowym dotyczącym mikrozmienności charakterystyk wejścia/wyjścia urządzeń, w odniesieniu do pozyskanych, synchronicznych szeregów czasowych danych termometrycznych. Podobne postępowanie może być uruchomione w przypadku innej wielkości meteorologicznej mierzonej analogowo.

W opinii metrologa, w świetle wyników uzyskanych w badaniach masowych zjawiska mikrozmienności charakterystyk urządzeń termometrycznych (Różdżyński 2015), osiągnięcie w Służbie Narodowej standardów jakości WIGOS, z pominięciem warunków wiarygodnego miernictwa temperatury i rozwiązania problemu kontroli procesu mikrozmienności charakterystyk w trybie operacyjnym, jest nierealne.

Podobną analizę można przeprowadzić dla przypadku, gdy w miejscu  $R_T$  włączony jest opornik wzorcowy  $R_w = const$ . W tym przypadku podstawowym warunkiem wiarygodnych pomiarów w układzie pomiarowym niezrównoważonego mostka pomiarowego lub układu potencjometrycznego jest:

1) Utrzymanie niezmienności związku  $I_s = f(R_1) = f(T)$ , co wymaga również spełnienia warunków identycznych, jak w przypadku pomiaru  $R_T$ , tj.:

a. Utrzymania niezmienności w czasie wartości napięcia zasilania układu pomiarowego, czyli  $E = f(t') = const$ . Jeżeli warunek ten zostanie naruszony w wyniku zmian zachodzących w czasie w zasilaczu stabilizowanym, to zmieni się wartość prądu  $I_z$  zasilającego układ niezrównoważonego mostka pomiarowego, a tym samym wartość prądu  $I_s = f(R_w) = f(T)$ . W programie pomiarów porównawczych PSHM wykorzystywano oporniki wzorcowe o wartości  $115,54\Omega$ , co odpowiada wartości górnej zakresu pomiarowego, tj.  $40^\circ\text{C}$ .

Taki wynik pomiaru wartości rezystancji  $R_w$  będzie uzyskiwany, jak długo zachowane będą wszystkie parametry techniczne układu pomiarowego i zasilacza. Z biegiem czasu, w eksploatacji polowej narzędzia pomiarowego pojawia się różnica wartości:  $r_1 = (R_w)_z - (R_w)_{40} = [(R_w)_z - 115,54] = [\Delta R = f(\Delta T)]$ , gdzie:  $(R_w)_z$  – wartość oporności wzorcowej zmierzona przy pomocy układu pomiarowego i zasilacza stabilizowanego – w aktualnym stanie technicznym  $\Delta R = f(\Delta T)$  – różnica oporności proporcjonalna do błędu pomiaru temperatury, wynikającego ze zmian właściwości technicznych układu pomiarowego i zasilacza (urządzenia pomiarowego bez czujnika pomiarowego).

b. Utrzymania wartości rezystancji  $R_w$  na niezmiennym poziomie wartości nominalnej, tj.  $R_w = f(t') = const$  z dużą dokładnością, co wymaga zastosowania rozwiązań technicznych redukujących tempo starzenia.

c. Warunek utrzymania charakterystyki  $R = f(T)$  nie dotyczy opornika wzorcowego o  $R_w = const$ . Wymagane jest jednak wyjaśnienie, w jakim sensie



i stopniu dwa wymagania szczegółowe sformułowane w odniesieniu do czujnika rezystancyjnego Pt-100, dotyczą tego opornika:

- i. Musi być określona dokładna wartość opornika wzorcowego  $R_w$  w spójności pomiarowej ze wzorcem państwowym (GUM), z dokładnością rzędu 0,01%.
  - ii. Wartość natężenia prądu  $I_k$  płynącego przez opornik wzorcowy nie musi być utrzymana na niezmiennym poziomie. Zmiana wartości natężenia prądu  $I_k$  zmieni ilość ciepła Joule'a wydzielanego w oporniku wzorcowym, a tym samym jego temperaturę pracy. Jest to jednak bez znaczenia, ponieważ opornik wzorcowy wykonany jest z manganinu o współczynniku temperaturowym oporności  $\alpha = 10 \cdot 10^{-6}$ , co oznacza, że wartość jego oporności nie ulegnie zmianie mimo zmiany wydzielanego w nim ciepła Joule'a. W tym przypadku błąd systematyczny od samopodgrzewania  $\Delta T_s = f(Q)$  nie wystąpi. W taki sposób opornik wzorcowy zachowa wartość nominalną oporności w każdej sytuacji i zawsze może pełnić funkcję niezmiennego wzorca wartości górnej zakresu pomiarowego temperatury.
- 2) Utrzymanie na stałym poziomie parametrów technicznych układu termometrycznego (tj. przetwarzania sygnałów analogowych) na wyjściu układu pomiarowego ( $I_5$ ) wymaga ogólnie redukcji tempa procesu starzenia elementów tego układu oraz zastosowania specjalnych rozwiązań konstrukcyjnych, redukujących ryzyko przewleczenia do układu pomiarowego przepięć sieciowych, wywołanych np. wyładowaniami atmosferycznymi. Stan utrzymania ww. parametrów powinien być sprawdzany w okresowym planie serwisu i kontroli jakości działania.

Jeżeli przy zachowaniu powyższych warunków w układzie z opornikiem wzorcowym pojawi się zmienność charakterystyki wejścia/wyjścia w czasie, to będzie ona odzwierciedlać wyłącznie zmiany zachodzące w zasilaczu, mostku i układzie pomiarowym, z wykluczeniem zmian występujących w czujniku.

### 1.3. Równania regresji wielokrotnej i znaczenie ich elementów w diagnostyce telemetrycznej

W rozumieniu ogólnym równania regresji wielokrotnej, oparte na dostatecznie licznych szeregach czasowych par pomiarów porównawczych odnośnej wielkości mierzonej i wzorca polowego, określające aktualne postacie charakterystyk wejścia/wyjścia elektronicznych urządzeń, układów i czujników pomiarowych automatycznych stacji meteorologicznych, stanowią ścisłą formę kompletnego i wyczerpującego przekazu, opartego na istotnej ilości wszelkich związków ilościowych występujących



w analizowanym okresie, a niosącego szczegółowe informacje o skutkach określonych procesów fizycznych i zjawisk, zmieniających w czasie postacie tych charakterystyk.

Rząd równań regresji wielokrotnych, pozyskiwany z programu wspomnianych pomiarów porównawczych, pozwala na określenie z dobrym przybliżeniem procesu zmian zachodzących w tych charakterystykach w wyniku oddziaływania określonych fizycznych zmiennych niezależnych oraz czasu.

Oparte na tych podstawach określone postępowanie analityczno-obliczeniowe, zautomatyzowane w postaci makra, tworzy z kolei warunki do niezmiennej, niezawodnej i powtarzalnej realizacji zespołu wszystkich operacji logicznych i matematycznych, co jest podstawowym warunkiem prawidłowego określania i racjonalnej oceny wszelkich zjawisk zachodzących w analizowanym urządzeniu pomiarowym.

Każda składowa cząstkowa równań regresji wielokrotnej, będąca ze względu na swoją postać i związek logiczny źródłem różnorodnych i unikalnych informacji o aktualnej podatności urządzenia, układu lub czujnika pomiarowego na wpływy określonych wielkości i zewnętrznych lub wewnętrznych procesów fizycznych, wymaga szczególnej uwagi i wnikliwej analizy.

Poniżej zamieszczono opisy tych znaczeń, jakie określono z wystarczającym dla praktyki przybliżeniem w przeprowadzonych dotąd badaniach. Nie oznacza to jednak, że tytułowe zagadnienie zostało wyczerpane. Postacie równań regresji wielokrotnej są źródłem jeszcze wielu znaczeń i informacji, dotyczących właściwości metrologicznych i procesów deformujących charakterystyki robocze narzędzi pomiarowych, które należy określić w programie dalszych badań.

### **1.3.1. Podstawowe postacie równań regresji wielokrotnej**

Postępowania analityczno-obliczeniowe, oparte na zastosowaniu równań regresji wielokrotnej mogą być wykorzystane dla osiągnięcia różnych celów, szczegółowych lub ogólnych. Dwa skrajne z nich to:

1. określenie rodzaju, natężenia, tempa i kierunku rozwoju oraz aktualnego stanu zjawiska mikrozmienności charakterystyk roboczych odnośnych urządzeń, układów i czujników pomiarowych automatycznych stacji meteorologicznych;
2. określenie skutków wszelkich możliwych typów zaniedbań w zakresie mierzalności meteorologicznej na danej stacji lub w określonej meteorologicznej sieci pomiarowej dla uzyskania wiarygodnej odpowiedzi na pytanie dotyczące ogólnego poziomu jakości pomiarów meteorologicznych w danym miejscu i czasie w odniesieniu do ustalonych standardów.

Odpowiednio do tych celów należy przysposobić szeregi analizowanych danych. W pierwszym przypadku należy z szeregów czasowych danych usunąć wszelkie rodzaje błędów systematycznych – znanych, np.:

- usunąć błędy grube popełnione przez obserwatora w trakcie dokonywania odczytów wskazań urządzeń odniesienia (wzorców polowych);
- wprowadzić aktualne poprawki do charakterystyk czujników pomiarowych, określone w świadectwach ich wzorcowania w akredytowanym laboratorium wzorcowniczym;
- w trakcie dokonywania odczytów wskazań urządzeń odniesienia (wzorców polowych) wprowadzić odnośne poprawki do odczytów termometrów stacyjnych, określone w świadectwach ich wzorcowania w akredytowanym laboratorium wzorcowniczym;
- zapewnić synchronizm pomiarów porównawczych;
- prowadzić szkolenia obserwatorów, m. in. dla wyeliminowania niepożądanych przyzwyczajzeń do wprowadzania zaokrągleń odczytów interpolowanych, np. zawsze w górę albo zawsze w dół;
- nie korygować w szeregach czasowych chwilowych różnic wskazań wynikających z różnic stałych czasu  $\tau_a$  i  $\tau_w$  urządzeń pomiarowych wartości  $T_a$  i  $T_w$  itp.

W drugim przypadku, gdy chodzi o uzyskanie odpowiedzi na pytanie dotyczące sumy skutków wszystkich nieprawidłowości metrologicznych, faktycznie występujących w danym okresie na danej stacji lub w Służbie w odniesieniu do określonych standardów, np. WIGOS, do szeregów czasowych nie należy wprowadzać korekt wymienionych w pkt.1.

W przypadku, gdy pomiary wartości  $T_a$ ,  $T_w$  i  $T_{Rw}$  oraz wartości zmiennych niezależnych  $V$ ,  $RH$ ,  $p$ ,  $t'$  będą wykonane synchronicznie – postaci równań regresji (13) i (14) jak niżej będą określać stan rzeczy, występujący w różnych częściach urządzenia, w tej samej chwili  $t'$  i w tych samych warunkach zewnętrznych. Dlatego aktualna postać równania regresji wielokrotnej dla czujnika pomiarowego ( $r_{cz}$ ) może być pozyskana jako różnica postaci równań regresji wielokrotnej dla układu pomiarowego ( $r_1$ ) i urządzenia pomiarowego ( $r_2$ ), jakie wystąpiły w tym samym okresie.

$$r_1 = (T_{Rw} - 40) = [a_{1T} \cdot T + a_{1V} \cdot V + a_{1RH} \cdot RH + a_{1p} \cdot p + a_{1t'} \cdot t' + b_1] + r_{p1} = r_{s1} + r_{p1} \quad (13)$$

$$r_2 = (T_a - T_w) = [a_{2T} \cdot T + a_{2V} \cdot V + a_{2RH} \cdot RH + a_{2p} \cdot p + a_{2t'} \cdot t' + b_2] + r_{p2} = r_{s2} + r_{p2} \quad (14)$$

$$r_{cz} = (r_2 - r_1) = [(a_{2T} - a_{1T}) \cdot T + (a_{2V} - a_{1V}) \cdot V + (a_{2RH} - a_{1RH}) \cdot RH + (a_{2p} - a_{1p}) \cdot p + (a_{2t'} - a_{1t'}) \cdot t' + (b_2 - b_1)] + (r_{p2} - r_{p1}) = (r_{s2} - r_{s1}) + (r_{p2} - r_{p1}) \quad (15)$$

Równania regresji wielokrotnej przedstawione w postaciach (13), (14) i (15) są równaniami podstawowymi dla wszystkich dalszych postępowań analityczno-obliczeniowych i diagnostycznych.

Równanie typu (15) może być utworzone z różnicy postaci równań (13) i (14), ponieważ wyrażony w nim zostaje czysto fizyczny związek między właściwościami metrologicznymi urządzenia, układu i czujnika termometrycznego, a ponadto szeregi zmiennych zależnych  $r_1$  i  $r_2$  pozyskane zostały z pomiarów synchronicznych, wykonanych tym samym układem termometrycznym, w tych samych warunkach zewnętrznych ( $T, V, RH, p, t'$ ) i wewnętrznych (skutki procesów starzenia i wymiany z otoczeniem ciepła Joule'a są identyczne w obu równaniach). Współczynniki regresji występujące przy odnośnych składowych cząstkowych zostały metodą najmniejszych kwadratów obliczone dla tych samych zakresów zmienności zmiennych niezależnych, zatem współczynniki regresji odnośnych składowych cząstkowych równań (13) i (14) są porównywalne i nie wymagają jakichkolwiek przeliczeń. Stąd możliwość wyznaczenia postaci równania (15) jako różnicy równań (13) i (14). W przypadku wystąpienia potrzeby porównania współczynników regresji występujących w różnych składowych cząstkowych musi być zastosowane postępowanie opisane w części III, rozdział 1.1.5 postępowanie „c”.

Prawdziwość powyższych związków może być potwierdzona eksperymentalnie, na przykładzie nowego urządzenia termometrycznego, w którym procesy degradacji jeszcze się nie rozpoczęły lub są w 1. fazie rozwoju. Przykład taki może być zilustrowany charakterystyką ze stacji Gdańsk-Świbno przedstawioną na rys. II.12.

Równanie regresji wielokrotnej w postaci (14), w pierwszych członach równań jw. zapisanych w nawiasach kwadratowych, określa sumę systematycznych wartości składowych cząstkowych, tj. wartość składowej  $r_{s1}$ , jaka obarcza wskazania  $T_a$  urządzenia termometrycznego w sposób systematyczny, na skutek oddziaływania pięciu niezależnych zmiennych fizycznych ( $T, V, RH, p, t'$ ) (Rózdżyński 2017), kształtujących chwilowe warunki wymiany z otoczeniem ciepła Joule'a wytwarzanego w układzie pomiarowym i w czujniku termometrycznym oraz na skutek procesu starzenia wszystkich elementów i podzespołów elektronicznych i elektrycznych wchodzących w skład urządzenia pomiarowego. W czujniku pomiarowym wymiana ciepła następuje bezpośrednio z jego powierzchni. W drugim członie określa ono wartość reszt  $r_{p2} = (T_a - T_w) - r_{s2}$ . Szereg składowych  $r_{s2}$  określa całkowite wartości chwilowych poprawek do wszystkich indywidualnych pomiarów temperatury  $T_a$ . Miesięczny szereg poprawek  $p = -r_s$  jest jedynym, określającym poprawnie i z dostatecznym dla praktyki przybliżeniem, zbiorem ich chwilowych wartości, który może być uznany za wiarygodny w metrologicznym tego słowa znaczeniu.

Obliczone różnice  $r_{s2}$ , po czasie rzeczywistym (w trybie off-line), mogą być wykorzystane z przeciwnym znakiem do korygowania szeregów czasowych wartości temperatury  $T_a$  zmierzonych urządzeniem termometrycznym automatycznej stacji meteorologicznej – załogowej, tj. umożliwiającej wykonanie pomiarów porównawczych. Jest to najlepsze przybliżenie rzeczywistych wartości chwilowych poprawek do szeregu wartości  $T_a$ . Obiektywną miarą jakości przybliżenia jest asymetria rozkładu reszt  $<2\%$

Równanie regresji wielokrotnej w postaci (13) określa sumę systematycznych wartości składowych cząstkowych, tj. różnicy  $r_{s1}$ , jaka obarcza wskazania  $T_{Rw}$  układu termometrycznego z rezystancją wzorcową (temperatura odniesienia =  $40^{\circ}\text{C}$ ) w sposób systematyczny, na skutek oddziaływania pięciu niezależnych zmiennych fizycznych ( $T, V, RH, p, t'$ ), kształtujących chwilowe warunki wymiany z otoczeniem ciepła Joule'a wytwarzanego w układzie pomiarowym oraz na skutek procesu starzenia wszystkich elementów i podzespołów elektronicznych i elektrycznych wchodzących w skład układu pomiarowego i zasilacza. Ciepło wytwarzane w układzie pomiarowym jest na powierzchni obudowy układu.

Równania regresji wielokrotnej o postaciach (13), (14) i (15) mogą być wykorzystane dla różnych celów szczegółowych diagnostyki telemetrycznej wiarygodności urządzeń termometrycznych automatycznych stacji meteorologicznych oraz do detekcji dysfunkcji lub awarii urządzeń pomiarowych innych wielkości fizycznych mierzonych przez te stacje.

Równanie (13) – cele:

- ocena procesu zmian w czasie charakterystyki roboczej układu termometrycznego,
- analiza porównawcza zmienności w czasie charakterystyk urządzeń układów i czujników termometrycznych;
- detekcja niesprawności multiplexera lub przetwornika analogowo-cyfrowego;
- prognoza inercyjna tempa rozwoju dryfu charakterystyk układu termometrycznego.

Równanie (14) – cele:

- analiza i ocena zmienności składowej cząstkowej ( $a_{T_a} \cdot T_a$ ), wynikającej ze zmian zjawiska samopodgrzewania czujnika termometrycznego ciepłem Joule'a w zmiennych warunkach zewnętrznych wymiany tego ciepła z otoczeniem, a także mającej swoje źródło w niestabilności zasilania nie zrównoważonego mostka lub układu pomiarowego;
- ocena procesu zmian w czasie charakterystyki roboczej urządzenia termometrycznego ( $r_s + r_p$ ) =  $f(T)$  i jego wiarygodności; w miernictwie meteorologicznym wiarygodność urządzenia termometrycznego jest oceniana względem standardów WIGOS, przy uwzględnieniu wpływów wszystkich zmiennych niezależnych;

- diagnostyka telemetryczna niesprawności urządzenia i czujnika termometrycznego;
- telemetryczna diagnostyka pośrednia niesprawności innych urządzeń pomiarowych automatycznej stacji meteorologicznej: prędkości wiatru, wilgotności względnej i ciśnienia atmosferycznego;
- analiza porównawcza zmienności w czasie charakterystyk urządzeń układów i czujników termometrycznych;
- prognoza inercyjna tempa rozwoju dryfu charakterystyk urządzenia termometrycznego.

Równanie (15) – cel:

- ocena procesu zmian w czasie charakterystyki roboczej czujnika termometrycznego.

Analiza zmienności składowej cząstkowej ( $a_i T$ ) pozyskanej z równania czujnika pomiarowego, tj. z różnicy postaci synchronicznych równań urządzenia i układu termometrycznego, dostarcza wiarygodnej odpowiedzi na pytanie dotyczące przebiegu w czasie procesu zmian wynikających ze zjawiska samopodgrzewania, czyli ze zmian zachodzących w zasilaczu niezrównoważonego mostka lub układu pomiarowego.

Wszystkie postępowania porównawcze muszą być ponadto zrealizowane przy zachowaniu warunków porównywalności i metodyki opisanych w części III, podrozdziałach 1.4 i 1.5.

### 1.3.2. Składowe cząstkowe równań regresji wielokrotnej

Człony obu równań regresji wielokrotnej (iloczyn  $a_i X_i$ ) określają systematyczne wartości cząstkowe różnic  $r_{s1}$  i  $r_{s2}$  jw., jakie wyliczane są dla szeregów czasowych różnic  $r_1 = (T_{Rw} - 40)$  i  $r_2 = (T_a - T_w)$ , metodą najmniejszych kwadratów.

Równanie regresji wielokrotnej określa zależność różnic  $r_1 = (T_{Rw} - 40)$  i  $r_2 = (T_a - T_w)$  od pięciu parametrów fizycznych uczestniczących w kształtowaniu warunków, w jakich realizuje się proces wymiany z otoczeniem ciepła Joule'a wytwarzanego w czujniku i układzie termometrycznym. Pięć parametrów ( $T$ ,  $V$ ,  $RH$ ,  $p$ ,  $t'$ ), jako zmienne niezależne, tworzą składowe cząstkowe równania regresji. W składowych cząstkowych występują wpływy zintegrowane poszczególnych, zewnętrznych wielkości fizycznych, przedstawiające sumy skutków ich oddziaływania, jakie powstają w różnych częściach urządzenia pomiarowego i w różnych warunkach.

Warunki zewnętrzne mogą pogarszać albo polepszać wymianę ciepła między urządzeniem a otoczeniem (większy wiatr = szybsza wymiana cząstek powietrza, które w kontakcie z czujnikiem przejęły część ciepła; większa wilgotność = większa liczba skroplonych cząstek pary wodnej, które w kontakcie z czujnikiem przejęły

część ciepła zanim zostaną ponownie odparowane; większe ciśnienie atmosferyczne = większa gęstość powietrza = lepsze przejmowanie ciepła itd.). Skutkiem tego będzie nieco niższa lub nieco wyższa temperatura pracy czujnika i układu pomiarowego oraz nieco niższa lub nieco wyższa wartość składowej systematycznej  $r_s$ , obarczającej wyniki pomiarów temperatury niepożądanym błędem systematycznym, który zniekształca wartości temperatury rzeczywistej, co ma znaczenie, zwłaszcza dla określania tendencji klimatycznych.

Postać równania regresji wielokrotnej wskazuje, że zmienną zależną  $y = r_s$  w równaniu regresji wielokrotnej tworzy chwilowa wartość różnicy  $r_2 = (T_a - T_w)$ , jaka wynika z dwóch szeregów wartości temperatury  $T_a$  i  $T_w$  zmierzonych synchronicznie, z których  $T_w$  reprezentowana jest w postaci pojedynczej wartości chwilowej odczytanej przez obserwatora, natomiast  $T_a$  jest wartością średnią obliczoną z  $n$  pomiarów chwilowych, wykonanych automatycznie, w określonym postępowaniu, przed terminem obserwacji synchronicznej.

Człony  $a_i X_i$  równania regresji wielokrotnej tworzą iloczyny wartości współczynników regresji  $a_i$ , określonych metodą najmniejszych kwadratów i odnośnych chwilowych wartości  $X_i$  zmiennych niezależnych, występujących w szeregach miesięcznych. Wartości członów  $a_i X_i$  są między sobą porównywalne i wraz z wartością wyrazu wolnego tworzą aktualne sumy składowych systematycznych, jakimi są obarczone zmierzone wartości temperatury  $T_a$ .

### 1.3.3. Współczynniki regresji

Współczynniki kierunkowe  $a_i$ , występujące przy składowych cząstkowych zmiennych niezależnych ( $T, V, RH, p, t'$ ), są w postępowaniu regresji wielokrotnej obliczane każdorazowo jako indywidualne wartości tangensów kąta nachylenia równania regresji liniowego, aproksymującego funkcję  $r = (T_a - T_w) = f(X_i)$ . Oznacza to, że w kolejnych miesiącach, w licznikach i mianownikach ułamków określających wartość  $tg\beta$  występują inne wartości (patrz w podrozdziałach 1.4 i 1.5). Wyklucza to prawidłowe wnioskowanie dotyczące zmienności w czasie charakterystyk urządzeń i układów termometrycznych, w oparciu jedynie o wartości współczynników regresji występujących w równaniach regresji wielokrotnej i wymaga zastosowania postępowania opisanego w części III, podrozdziałach 1.4 i 1.5. celem uzyskania tej porównywalności.

Współczynniki regresji (współczynniki kierunkowe równań liniowych regresji wielokrotnej), jakie występują w równaniach (13) i (14) określających różnice  $r_1$  i  $r_2$ , wyznaczają aktualną wartość podatności cząstkowych składowych systematycznych na wpływy czynników zewnętrznych, tj. pięciu zmiennych niezależnych uczestniczących w kształtowaniu warunków wymiany z otoczeniem ciepła Joule'a.

Wartości współczynników regresji mogą się zmieniać powoli w czasie, co jest skutkiem procesów starzenia, a także raptownie, z miesiąca na miesiąc, co wynika z awarii danego układu lub czujnika pomiarowego, a także z procesu jego szybkiej degradacji wywołanej destrukcyjnym wpływem czynników szkodliwych (np. gazów przemysłowych, par, dużych prędkości wiatru, wyładowań atmosferycznych i innych). Zmiany te mają charakter nieodwracalny, pojawiają się nagle i zakłócają wszelkie relacje wzajemne charakterystyk cząstkowych i ich sumę, uwidocznione są na wykresach zestawieniowych  $r_s = f(T)$  oraz  $r_s = f(t')$ .

Obserwacja charakteru zmian porównywalnych umożliwia w diagnostyce określenie ich prawdopodobnych przyczyn. Wyjątkiem jest człon temperatury, którego wartość wynika w części z zewnętrznego procesu zmian naturalnych zmiennej niezależnej  $T$ , a w części z wewnętrznego procesu samopodgrzewania prądem  $I > I_k$ , płynącym w gałęzi mostka pomiarowego.

Opisane właściwości umożliwiają wykorzystanie zmienności współczynników kierunkowych  $a$  w charakterze obiektywnych wskaźników zmian niepożądanych, w różnych postępowaniach diagnostycznych, pod warunkiem, że wartości te będą porównywalne.

#### UWAGA:

W postępowaniach analityczno-obliczeniowych mogą wystąpić różnego rodzaju współczynniki regresji  $a$  – między sobą porównywalne lub nieporównywalne. W niniejszym opracowaniu wykorzystano następujące:

- 1) współczynnik korelacji  $a$ , występujący w liniowym równaniu regresji, aproksymującym funkcję jednej zmiennej niezależnej:  $r = (T_a - T_w) = f(T_a)$ :

$$y = a \cdot T_a + b \quad (16)$$

- 2) współczynnik regresji  $a_{1T}$ , występujący w pierwszym członie liniowego równania regresji wielokrotnej, aproksymującego funkcję pięciu zmiennych niezależnych  $r = (T_a - T_w) = f(T_a, V, RH, p, t')$ :

$$y_s = r_s = a_{2T} \cdot T + a_{2V} \cdot V + a_{2RH} \cdot RH + a_{2p} \cdot p + a_{1t'} \cdot t' + b_1$$

- 3) współczynnik regresji, występujący w liniowym równaniu tendencji, aproksymującym funkcje składowej systematycznej  $r_s = f(T_a)$ :

$$y'_1 = a'_{1T} + b'_1 \quad (17)$$



W fazie początkowej rozwoju zjawiska mikrozmienności charakterystyk wpływy składowych ( $T, V, RH, p, t'$ ) są bardzo małe i dlatego w tym przypadku  $y_s \approx y$  oraz  $a_{1T} \approx a$ .

W miarę rozwoju zjawiska mikrozmienności wpływy składowych cząstkowych rosną i w związku z tym  $y_s \neq y$  oraz  $a_{1T} \neq a$ .

Natomiast współczynnik regresji występujący w równaniu  $y'_1$  jw. zawsze dotyczy sumy składowych cząstkowych  $a_{1i}X_i$  oraz wyrazu wolnego  $b_2$  i dlatego  $y'_2 \neq y$  oraz  $y'_2 \neq y_s$ .

### 1.3.4. Wyrazy wolne

Z dużym prawdopodobieństwem można założyć, że wyrazy wolne równań regresji wielokrotnej określają zintegrowane skutki czynnika wewnętrznego deformującego charakterystyki urządzenia, układu i czujnika termometrycznego.

Głównym czynnikiem wewnętrznym jest proces starzenia elementów, układów i czujników pomiarowych (część III, rozdz. 3), podczas którego zmienia się podatność określonego zespołu elementów elektronicznych na wpływy określonych wielkości fizycznych w kształtowaniu warunków wymiany z otoczeniem ciepła Joule'a wytwarzanego w czujniku pomiarowym i w układzie pomiarowym. Proces ten zachodzi z małą prędkością w czasie, w jednym kierunku, jest nieodwracalny, dotyczy wszystkich zmiennych niezależnych i jako taki może być identyfikowany na kolejnych wykresach zmienności miesięcznej  $r_s = f(T)$  oraz  $r_s = f(t')$ . Względną miarą tych zmian, zachodzących w układzie lub urządzeniu termometrycznym są wartości nieodwracalnego dryfu charakterystyk miesięcznych  $r_1 = (T_{Rw} - 40) = f(T)$  i  $r_2 = (T_a - T_w) = f(T)$  (Część III, Rozdz. 2.1 *Ocena procesu długookresowych zmian charakterystyki roboczej układu termometrycznego automatycznej stacji meteorologicznej, załogowej i bezzałogowej*).

### 1.3.5. Reszty

Szereg reszt wynikający z realizacji postępowania analityczno-obliczeniowego równania regresji wielokrotnej pięciu zmiennych niezależnych:

$$r = (T_a - T_w) = (r_s + r_p) = [a_T T + a_V V + a_{RH} RH + a_p p + a_{t'} t' + b] + rp \quad (18)$$

$$r = (T_a - T_w) = (r_s + r_p) \quad (19)$$

gdzie:  $T_a = T_{rz} + r_{s1} + r_{p1}$ ,  $T_w = T_{rz} + r_{s2} + r_{p2}$ , może być określony w wyniku dalszych przekształceń podstawowego równania dla wartości różnicy  $r$  jak wyżej, tj.:



$$(T_a - T_w) = (r_{s1} - r_{s2}) + (r_{p1} - r_{p2}) = [(r'_{s1} + \Delta_{s1} + \Delta_{d1}) - (r'_{s2} + \Delta_{s2} + \Delta_{d2})] + [\Delta_{p1} - (\Delta_{p2} + \Delta_g)] = (r'_{s1} - r'_{s2}) + [(\Delta_{p1} + \Delta_{s1} + \Delta_{d1}) - (\Delta_{p2} + \Delta_{s2} + \Delta_{d2} + \Delta_g)] = (r'_{s1} - r'_{s2}) + [(\Delta_{p1} - \Delta_{p2}) + (\Delta_{d1} - \Delta_{d2}) + (\Delta_{s1} - \Delta_{s2}) + \Delta_g] \quad (20)$$

gdzie:  $T_a$  – temperatura zmierzona urządzeniem termometrycznym stacji automatycznej;  $T_w$  – temperatura zmierzona urządzeniem odniesienia (standardowym termometrem stacyjnym);  $T_r$  – temperatura rzeczywista atmosfery;  $r_{s1}$  – składowa systematyczna rzeczywista, obarczająca wskazania urządzenia sprawdzanego ASM;  $r_{s2}$  – składowa systematyczna rzeczywista, obarczająca wskazania urządzenia odniesienia;  $\Delta_{p1}$  – błąd przypadkowy występujący przy wskazaniach urządzenia sprawdzanego;  $\Delta_{p2}$  – błąd przypadkowy występujący przy wskazaniach urządzenia odniesienia;  $r'_{s1}$  – przybliżenie liniowe składowej systematycznej rzeczywistej  $r_{s1}$ ;  $r'_{s2}$  – przybliżenie liniowe składowej systematycznej rzeczywistej  $r_{s2}$ ;  $\Delta_{s1}$  – błąd przybliżenia rzeczywistego przebiegu różnicy  $r_{s1}$  równaniem liniowym;  $\Delta_{s2}$  – błąd przybliżenia rzeczywistego przebiegu różnicy  $r_{s2}$  równaniem liniowym;  $\Delta_{d1}$  – błąd dynamiczny urządzenia sprawdzanego;  $\Delta_{d2}$  – błąd dynamiczny urządzenia odniesienia;  $\Delta_g$  – błąd subiektywny, grubo odczytu wartości wskazań urządzenia odniesienia.

Jak wynika z powyższych zapisów, wartości reszt są przy każdym pomiarze sumą: różnic rzeczywistych błędów przypadkowych ( $\Delta_{p1} - \Delta_{p2}$ ), różnic rzeczywistych błędów dynamicznych ( $\Delta_{d1} - \Delta_{d2}$ ), różnic błędów wynikających z aproksymacji rzeczywistych zależności nieliniowych równaniami regresji liniowymi ( $\Delta_{s1} - \Delta_{s2}$ ), występujących przy obu pomiarach oraz błędów grubych  $\Delta_g$ , występujących w szeregu  $T_w$ . Ponieważ  $(\Delta_{d1} - \Delta_{d2}) \approx 0$ , zaś  $\Delta_{s2} = 0$ , więc ostatecznie

$$\text{reszta} \approx [(\Delta_{p1} - \Delta_{p2}) + \Delta_{s1} + \Delta_g].$$

Z powyższej analizy wynika, że asymetria rozkładu reszt w szeregu danych dostatecznie liczny, pozyskanych w postępowaniu analityczno-obliczeniowym regresji wielokrotnej, wynika w głównym stopniu z nieliniowości zależności rzeczywistych między zmienną zależną i zmiennymi niezależnymi oraz z zawartości błędów grubych w szeregu pomiarów odniesienia. Charakter błędów  $\Delta_{s1}$  jest systematyczny i masowy, dlatego deformują one w sposób dostrzegalny symetrię rozkładu różnic ( $\Delta_{p1} - \Delta_{p2}$ ), w szczególności w klasach przyzerowych. Ich wpływ zaznacza się tym bardziej, im większa jest ich amplituda, a więc im bardziej zaawansowana jest faza rozwoju zjawiska mikrozmienności charakterystyk. Charakter błędów grubych  $\Delta_g$  jest przypadkowy i nieliczny, w większych wartościach błędy te wystąpią w klasach skrajnych rozkładu widmowego.

Stąd, gdy asymetria rozkładu w którejkolwiek z klas jest większa bądź równa przyjętej wartości 2%, wynika konieczność obliczania dodatkowych korekt  $k_1$  w postępowaniu korekcyjnym oraz redukcji potencjalnych błędów grubych popełnianych przez obserwatorów meteorologicznych w trakcie wykonywania pomiarów porównawczych.

#### 1.4. Analiza porównawcza zmienności w czasie charakterystyk urządzenia, układu i czujnika termometrycznego

Analiza porównawcza składowych cząstkowych ( $a_i \cdot X_i$ ) równań regresji wielokrotnej oraz tendencji szeregów składowych systematycznych  $r_s$  jest w niniejszym opracowaniu prowadzona celem:

1. określenia i wizualizacji rodzaju i tempa zmian właściwości metrologicznych urządzeń, układów i czujników pomiarowych temperatury ( $T_a$ ),
2. diagnostyki stanu urządzeń pomiarowych innych wielkości fizycznych ( $V, RH, p$ ), mierzonych w programie pomiarowym automatycznych stacji meteorologicznych, a także detekcji dysfunkcji lub awarii tych urządzeń.

Analiza porównawcza może być wykonywana przy zachowaniu warunku porównywalności wielkości porównywanych. Treści przedstawione w niniejszym rozdziale stanowią próbę objaśnienia i rozwiązania tego problemu.

Regresją wielokrotną, liniową, pięciu zmiennych jest zależność funkcyjna między zmiennymi losowymi:

1. różnicą  $r_1 = (T_{Rw} - 40)$  oraz zmiennymi środowiska pracy narzędzia pomiarowego  $T, V, RH, p, t'$ ;
2. różnicą  $r_2 = (T_a - T_w)$  oraz zmiennymi jw.

Regresja jest wyznaczana empirycznie, w tzw. analizie regresyjnej. Dla oszacowania parametrów  $a$  i  $b$  funkcji liniowej regresji  $y$  względem zmiennych  $x$  wykorzystywana jest metoda najmniejszych kwadratów w odniesieniu do szeregów czasowych zwymiarowanych zmiennych jw., zmierzonych synchronicznie.

W przypadku regresji liniowej jednej zmiennej  $x$ , wartość współczynnika kąтового  $a$  równania regresji aproksymującego szereg tej wartości może być obliczona z równania [Kukuła 2003]:

$$a_i = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (21)$$

natomiast wartość stałej regresji – z zależności:

$$b_i = y - a_i x \quad (22)$$

Wartość współczynnika regresji  $a_i$  jest zatem wartością zwymiarowaną, w sposób zależny od wymiaru wartości występujących w liczniku i mianowniku ułamka, dla konkretnego szeregu czasowych danych, dla którego jest obliczana. Oznacza to, że wartość  $a$  ogólnie ulega zmianie w przypadku:

1. zmiany wartości licznika, co występuje, gdy w szeregu wartości w sposób systematyczny zmienia się wartość zmiennej zależnej  $y$ , tj. różnicy  $r = (T_a - T_w)$ , czego przyczyną jest proces degradacji wskazań  $T_a$  (np. w wyniku rozwoju zjawiska samopodgrzewania). Należy natomiast podkreślić, że nie wynika ona z przypadkowych błędów pomiaru wartości  $T_w$  tak długo, jak długo w wartości  $T_w$  nie wystąpią błędy grube. Szczególnie niepożądanym zjawiskiem jest ich pojawienie się we fragmentach początkowych i końcowych szeregu czasowego, posortowanego wg  $T_w$  ze względu na małą liczebność występujących tam wartości zmierzonych ze standardowym błędem przypadkowym. Jedna wartość obciążona błędem grubym może w tych warunkach spowodować istotne „naciągnięcie” równania regresji oraz nieznaczące lub znaczące zakłamanie obrazu zmian zachodzących np. w funkcji temperatury. Dlatego tak duże znaczenie dla jakości diagnozy ma wstępne postępowanie korygujące lub eliminujące wartości obciążone błędami grubymi.
2. zmiany wartości mianownika, co występuje, gdy w sposób systematyczny zmienia się wartość zmiennej niezależnej  $x$ , tj. różnicy  $[(T_a)_{max} - (T_a)_{min}]$  dla danego miesiąca, co może wynikać z wydłużenia szeregu czasowego wartości jednogodzinnych ( $720 \pm 24$  terminy) i zmiany sezonowej zakresu zmierzonych wartości oraz pojawienia się w odjemnej i odjemniku asymetrii typu i wartości zależnych od dodatkowych błędów o charakterze systematycznym itp.
3. wystąpienia przyczyn 1. i 2. równocześnie.

W każdym postępowaniu analityczno-porównawczym należy zawsze dokładnie sprawdzić, czy spełniony jest warunek porównywalności wartości porównywanych.

Niepełne lub wadliwe spełnienie tego warunku może doprowadzić do wypaczenia wniosków wynikających z jakiegokolwiek postępowania porównawczego lub diagnostycznego.

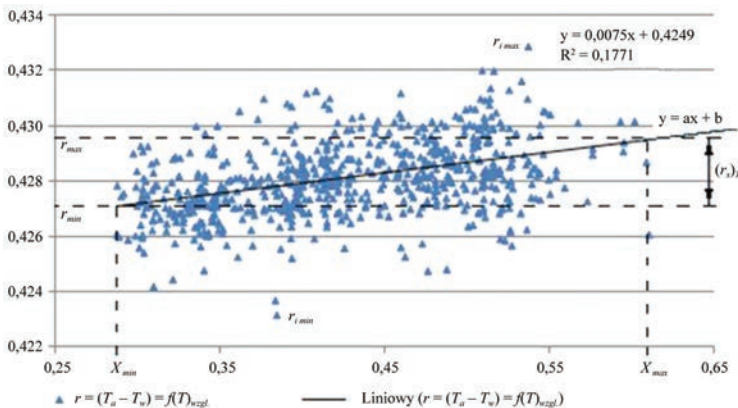
Pod tym względem analiza porównawcza zmienności w czasie charakterystyk urządzeń, układów i czujników termometrycznych dla celów diagnostycznych wymaga szczególnej uwagi, ponieważ porównywane są nie tylko wartości iloczy-

nów  $a_i \cdot X_i$  występujących w równaniu regresji wielokrotnej, ale i współczynników regresji  $a_i$  składowych cząstkowych między sobą – w tym samym okresie i miejscu oraz w różnych okresach i różnych miejscach.

Wartości współczynników regresji wielokrotnej  $a_i$  są wartościami zwymiarowanymi, w sposób zależny od wymiaru wartości występujących w liczniku i mianowniku ułamka określającego wartość  $a_i = \text{tg}\beta$ , dla konkretnej składowej cząstkowej, dla której są obliczane. Ponadto współczynniki regresji  $a_T \div a_r$  składowych cząstkowych w narzędziu „regresja” analizy danych reprezentują niezależne przyczynki każdej ze zmiennych niezależnych  $x$  do predykcji zmiennej zależnej. Oznacza to, że zmienna  $x_i$  jest skorelowana ze zmienną  $y$  po uwzględnieniu wpływu wszystkich innych zmiennych niezależnych.

$$y = a_T \left(\frac{^\circ\text{C}}{^\circ\text{C}}\right) \cdot T + a_V \left(\frac{^\circ\text{C}}{\text{ms}^{-1}}\right) \cdot V + a_{RH} \left(\frac{^\circ\text{C}}{\%}\right) \cdot RH + a_p \left(\frac{^\circ\text{C}}{\text{hPa}}\right) \cdot p + a_r \left(\frac{^\circ\text{C}}{\text{h}}\right) \cdot t' + b(^\circ\text{C}) \quad (23)$$

Ten rodzaj skorelowania nazywany jest korelacją cząstkową.



Rys. III.2. Wyznaczanie współczynnika regresji dla szeregu składowych cząstkowych  $r_s = f(T)_{wzgl.}$ , wyznaczonych z równania regresji wielokrotnego;  $r_{max}$  – wartość maksymalna rzędnej określona z liniowego równania tendencji  $y = a \cdot x + b$  dla wartości  $X_{max}$  miesięcznego zakresu zmienności;  $r_{min}$  – wartość minimalna rzędnej określona z liniowego równania tendencji  $y = a \cdot x + b$  dla wartości  $X_{min}$  miesięcznego zakresu zmienności

### UWAGA

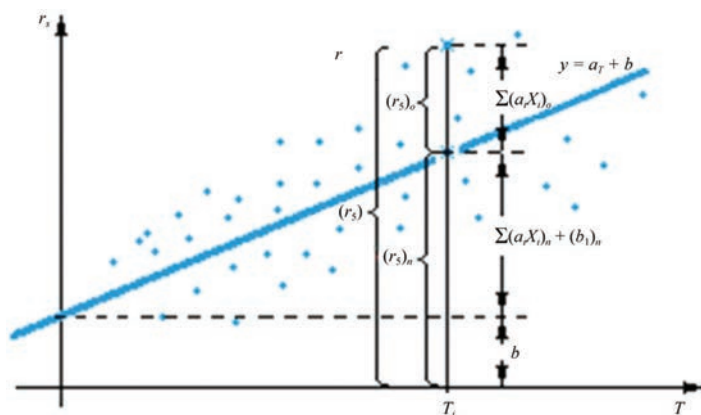
Wartości  $r_{max}$  i  $r_{min}$  nie należy identyfikować z wartościami rzędnych – maksymalną  $(r_i)_{max}$  i minimalną  $(r_i)_{min}$  – jakie wystąpiły w miesięcznym szeregu wartości  $r_s$ .

W regresji wielokrotnej, współczynniki regresji  $a_T \div a_r$  wyznaczone są metodą najmniejszych kwadratów (rys. III.2) jako stosunki różnic rzędnych cząstkowych

$(r_{max} - r_{min})$  wyznaczanych z równania tendencji do różnicy odnośnych odciętych  $(X_{max} - X_{min})$ , określających zakres zmienności (miesięczny) danych zmiennych niezależnych, jakie wystąpiły w równaniu regresji wielokrotnej, obliczonym dla szeregu danych  $r = (T_a - T_w) = f(N)$  (chmura wartości  $r_s$ ) w określonym miesiącu.

W tym miejscu należy zauważyć, że rozrzut wartości  $r_s$  wokół liniowego równania tendencji (np:  $y = 0,0075x + 0,4249$ ) ma co prawda charakter przypadkowy, lecz przypadkowość ta wynika z właściwości składowej systematycznej  $r_s$  jako chwilowej sumy pięciu składowych cząstkowych  $(a_i \cdot X_i)$ . Każda z nich może być rozłożona na dwie składowe: odwracalną  $(a_i \cdot X_i)_o$ , zależną od wartości chwilowej zmiennej niezależnej  $X_i$  oraz nieodwracalną  $(a_i \cdot X_i)_n$  – zależną od podatności urządzenia pomiarowego w danym miesiącu na wpływy danej zmiennej niezależnej  $X_i$ , którą określają wartość współczynnika regresji  $a_i$  oraz wartość wyrazu wolnego  $b$  w równaniu regresji wielokrotnej. Sumę cząstkowych składowych nieodwracalnych określa liniowe równanie tendencji. Zależności te mogą być opisane równaniami jak niżej oraz przedstawione na wykresie poglądowym (rys. III.3).

$$\begin{aligned}
 (r_s)_n &= (a_T \cdot T)_n + (a_V \cdot V)_n + (a_{RH} \cdot RH)_n + (a_p \cdot p)_n + (a_t \cdot t)_n + (b_1)_n \\
 \uparrow & \quad \uparrow \quad \quad \uparrow \quad \quad \uparrow \quad \quad \uparrow \quad \quad \uparrow \\
 (r_s) &= (a_T \cdot T) + (a_V \cdot V) + (a_{RH} \cdot RH) + (a_p \cdot p) + (a_t \cdot t) + b_1 = (r_s)_n \pm (r_s)_o \\
 \downarrow & \quad \downarrow \quad \quad \downarrow \quad \quad \downarrow \quad \quad \downarrow \\
 (r_s)_o &= (a_T \cdot T)_o + (a_V \cdot V)_o + (a_{RH} \cdot RH)_o + (a_p \cdot p)_o + (a_t \cdot t)_o
 \end{aligned}$$



Rys. III.3. Wykres poglądowy części odwracalnych i nieodwracalnych składowej systematycznej  $r_s$

Z równania liniowego tendencji dla funkcji  $r_s = f(T)$ , po podstawieniu wartości  $T = 30^\circ\text{C}$  oraz  $T = +40^\circ\text{C}$ , mogą być wyznaczone wartości skrajne składowej nieodwracalnej dla danego miesiąca.

W tej sytuacji zmienność wartości współczynników regresji  $a$  wynika z niezależnie występujących zmienności opisanych w pkt. 1. i 2. jw.

W świetle tych ustaleń mogą być określone wartości współczynników kierunkowych występujących w równaniu regresji wielokrotnej jw:

$$a_T = \operatorname{tg}\beta_T = \frac{(r_s)_T}{(T_{\max} - T_{\min})_{\text{mies.}}} \left( \frac{^{\circ}\text{C}}{^{\circ}\text{C}} \right) \quad (24)$$

$$a_V = \operatorname{tg}\beta_V = \frac{(r_s)_V}{(V_{\max} - V_{\min})_{\text{mies.}}} \left( \frac{^{\circ}\text{C}}{\text{m/s}} \right) \quad (25)$$

$$a_{RH} = \operatorname{tg}\beta_{RH} = \frac{(r_s)_{RH}}{(RH_{\max} - RH_{\min})_{\text{mies.}}} \left( \frac{^{\circ}\text{C}}{\%} \right) \quad (26)$$

$$a_p = \operatorname{tg}\beta_p = \frac{(r_s)_p}{(p_{\max} - p_{\min})_{\text{mies.}}} \left( \frac{^{\circ}\text{C}}{\text{hPa}} \right) \quad (27)$$

$$a_{t'} = \operatorname{tg}\beta_{t'} = \frac{(r_s)_{t'}}{(t'_{\max} - t'_{\min})_{\text{mies.}}} \left( \frac{^{\circ}\text{C}}{\text{h}} \right) \quad (28)$$

Jak wynika z powyższych zapisów, wartości współczynników regresji  $a$ , wyliczone z przedstawionych zależności, są odnoszone każdorazowo do miesięcznego zakresu zmienności i wartości zmiennej niezależnej, dla której są obliczane.

Wynika stąd, że wartości współczynników regresji  $a_i$  w postaciach, w jakich występują w równaniach regresji wielokrotnych obliczonych dla okresów miesięcznych, są między sobą nieporównywalne. Stwierdzenie to dotyczy wartości  $a_i$  występujących przy różnych składowych cząstkowych tego samego równania regresji wielokrotnej. Wartości  $a_i$  występujące przy tej samej zmiennej niezależnej, lecz w równaniach regresji obliczone dla innych miesięcy lub innych stacji, również są między sobą nieporównywalne, ponieważ w mianowniku ułamek występuje inna wartość zakresu zmienności  $(X_{\max} - X_{\min})$ .

Dla celów analizy porównawczo-diagnostycznej, której celem jest określenie zmian wartości cząstkowych składowej systematycznej w czasie  $t$  – zależnych od poszczególnych zmiennych niezależnych  $(T, V, RH, p, t')$ , może być wykorzystane następujące postępowanie:

- A. W dowolnym okresie kalendarzowym I o rozpiętości  $(t'_2 - t'_1)$  został pozyskany zespół szeregów wartości zmiennych niezależnych  $T, V, RH, p, t'$  oraz zmiennej zależnej  $r = (T_a - T_w) = r_s + r_p$ . Z równania regresji wielokrotnej dla tego okresu:

$$y_1 = r_s = a_T \cdot T_a + a_V \cdot V + a_{RH} \cdot RH + a_p \cdot p + a_t \cdot t' + b \quad (29)$$

obliczony został szereg wartości składowej systematycznej  $r_s$ . Może on być złożony z synchronicznym szeregiem wartości  $T_a$  i po posortowaniu wg wartości  $T_a$  może być sporządzony wykres  $r_s = f(T_a)$ , który jako wykres różnic systematycznych względem charakterystyki należnej stanowi „charakterystykę roboczą” danego urządzenia termometrycznego. Z kolei dla charakterystyki  $r_s = f(T_a)$  może być obliczone równanie liniowe tendencji o postaci:

$$y = r_s = a_1 \cdot T \quad (30)$$

z którego może być określona wartość współczynnika regresji:

$$a_1 = \operatorname{tg} \alpha'_1 = \left[ \frac{(r_s)_T}{(T_{\max} - T_{\min})_{\text{mies.}}}_{\text{I}} \right] = \left[ \frac{(r_{\max} - r_{\min})_{\text{tend.}}}{(X_{\max} - X_{\min})_{\text{tend.}}}_{\text{I}} \right] \quad (31)$$

gdzie wartości  $r_{s \max}$ ,  $r_{s \min}$ ,  $T_{\max}$ ,  $T_{s \min}$ , jak na rys. III.2.

B. Identyczne postępowanie obliczeniowe wykonane dla dowolnego okresu II rozpiętości ( $t'_4 - t'_3$ ) pozwala na określenie wartości współczynnika regresji  $a_2$ :

$$a_2 = \operatorname{tg} \alpha_2 = \left[ \frac{(r_2)_T}{(T_{\max} - T_{\min})_{\text{mies.}}}_{\text{II}} \right] = \left[ \frac{(r_{\max} - r_{\min})_{\text{tend.}}}{(X_{\max} - X_{\min})_{\text{tend.}}}_{\text{II}} \right] \quad (32)$$

C. Z ilorazu współczynników regresji  $a_2:a_1$  wynika:

$$\frac{a_2}{a_1} = \frac{\operatorname{tg} \alpha_2}{\operatorname{tg} \alpha_1} = \frac{(r_{\max} - r_{\min})_{\text{II}}}{(T_{\max} - T_{\min})_{\text{II}}} \cdot \frac{(T_{\max} - T_{\min})_{\text{I}}}{(r_{\max} - r_{\min})_{\text{I}}} = \frac{(r_{\max} - r_{\min})_{\text{II}}}{(r_{\max} - r_{\min})_{\text{I}}} \cdot \frac{(T_{\max} - T_{\min})_{\text{I}}}{(T_{\max} - T_{\min})_{\text{II}}} = k_1 \cdot k_2 \quad (33)$$

Człon pierwszy wyrażenia jw. – iloraz różnic wartości największych i najmniejszych rzędnej, tj. składowej systematycznej  $r_s$ , jakie wystąpiły w równaniach regresji określających tendencje szeregów I i II, wyznacza wartość krotności  $k_1$  – tj. stosunek zmian o charakterze nieodwracalnym.

Człon drugi wyrażenia jw. – iloraz różnic wartości największych i najmniejszych temperatury, jakie wystąpiły w równaniach regresji określających tendencje szeregów I i II, wyznacza wartość krotności  $k_2$  – tj. stosunek zmian o charakterze odwracalnym.

Zmiany nieodwracalne charakterystyki roboczej, wynikające z jednokierunkowego, nieodwracalnego procesu dryfu charakterystyki  $r_s = f(T)$ , których wartość ma

być określona w postępowaniu porównawczym, mogą być obliczone w odniesieniu do stanu wyjściowego I, po przekształceniu zależności  $A$  do postaci:

$$k_1 = \frac{(r_{max} - r_{min})_{II}}{(r_{max} - r_{min})_I} = \frac{a_2}{a_1} \cdot \frac{(T_{max} - T_{min})_{II}}{(T_{max} - T_{min})_I} \quad (34)$$

Wartości  $T_{max}$  i  $T_{min}$  z okresów II i I mogą być pobrane z szeregów czasowych  $T_w$ . Dla urządzenia termometrycznego, np. z pierwszego miesiąca jego pracy polowej, mogą być określone metodą regresji wielokrotnej wartości  $a_1$  oraz  $T_{max}$  i  $T_{min}$ . Do nich mogą być odnoszone wszystkie inne wartości uzyskane z tego urządzenia w czasie następnych miesięcy jego eksploatacji polowej, jak długo będzie ono pracować w zestawie z tym samym czujnikiem termometrycznym. Jego wymiana przerywa ciąg spójnych pomiarów, lecz nie eliminuje charakterystyki pierwotnej jako punktu odniesienia. W ścisłym tego słowa znaczeniu charakterystyka pierwotna obowiązuje jedynie dla urządzenia, dla którego została wyznaczona. Jednak z niewielkim przybliżeniem mogą być do niej odnoszone również charakterystyki innych urządzeń termometrycznych o tej samej konstrukcji. Opisane postępowanie może być zastosowane do:

- szeregu  $r_s$  jako sumy składowych cząstkowych;
- szeregów wyrazów cząstkowych, po odpowiednim przystosowaniu do odpowiedniej zmiennej niezależnej.

Z zależności (29) jw. wynika, że stosunek  $\frac{a_2}{a_1} = 1$ , jeżeli  $k_1 = 1$  oraz  $k_2 = 1$ .

Oznacza to, że proces mikrozmienności charakterystyki urządzenia termometrycznego może być obserwowany i kontrolowany za pośrednictwem ww. wskaźników. Jeżeli wartość  $k_1$  będzie w kolejnych miesiącach przybierać wartości  $>1$ , to stosunek ten będzie określać tempo rozwoju nieodwracalnego zjawiska starzenia, mierzonego przyrostem składowej systematycznej różnicy  $r = (T_a - T_w)$ . Jeżeli drugi człon będzie przybierać wartości  $k_2 > 1$ , to będzie to wynikiem zmienności sezonowej różnic  $(T_{max} - T_{min})$  w kolejnych okresach i oznaczać zjawisko odwracalne, przejściowe i niepowodujące trwałych odkształceń charakterystyki. Uwzględniając opisane zależności, można przyjąć następującą gradację:

- jeżeli  $k_1 = 1$  lub  $k_1 \approx 1$  – charakterystyka jest stabilna;
- jeżeli  $1 < k_1 < 2$  – charakterystyka znajduje się w I fazie rozwoju zjawiska mikrozmienności;
- jeżeli  $2 < k_1$  – charakterystyka znajduje się w zaawansowanym stadium rozwoju zjawiska jw.

Współczynnik  $k_1$  może być wykorzystany jako miernik obiektywny, selektywny i porównywalny stanu zaawansowania zjawiska mikrozmienności charakterystyki



we wszystkich urządzeniach danej, narodowej sieci pomiarów meteorologicznych.

## 1.5. Rodzaje analizy porównawczej

Analiza porównawcza zmienności w czasie charakterystyk, urządzeń układów i czujników termometrycznych oraz wiarygodności innych wielkości mierzonych przez automatyczne stacje meteorologiczne może być zastosowana w wielu różnych wersjach, dla różnych celów, spośród których wymienić można jako główne:

- 1) Określenie i porównanie tempa zmian deformujących całe charakterystyki robocze urządzenia, układu i czujnika termometrycznego, za pośrednictwem wykresów zbiorczych charakterystyk miesięcznych z okresu analizowanego:

$$y_{ukl.} = r_{1s} = (r_1 - r_{1p}) = [(T_{Rw} - 40) - r_{1p}] = a'_1(T) + b'_1 \quad (35)$$

$$y_{urz.} = r_{2s} = (r_2 - r_{2p}) = [(T_a - T_w) - r_{2p}] = a'_2(T) + b'_2 \quad (36)$$

$$y_{czuj.} = (r_{2s} - r_{1s}) = f(T) \quad (37)$$

Postępowanie to na rysunku poglądowym (rys. III.4) zaznaczono jako (a).

Usystematyzowania wymaga problem wartości równań regresji odniesienia.

W tym zakresie mogą być przyjęte następujące ustalenia:

- a. Teoretycznie, postępowaniem najbardziej właściwym byłoby odniesienie współczynników regresji  $a_2$  występujących w aktualnych równaniach (13) i (14) określonych w części III, rozdziale 1.3.1 do charakterystyki pierwotnej urządzenia termometrycznego nowego, po określeniu jego poprawek w akredytowanym laboratorium wzorcowniczym (CLAP). Nie rozwiąże to jednak całkowicie problemu porównywalności, ponieważ w serii nowych urządzeń mogą pojawić się i takie egzemplarze, których charakterystyki pierwotne różnic  $r_s = f(T)$  będą się układać w drugiej ćwiartce układu współrzędnych prostokątnych. Ten stan rzeczy spowoduje wystąpienie znaku „-” we wszystkich kolejnych wartościach  $k$ , czego konsekwencją mogą być trudności w interpretacji wyników.
- b. W praktyce najlepsze byłoby odnoszenie charakterystyki bieżącej do charakterystyk należnych o równaniach:

$$y_1 = r_s = (a_T T + a_V V + a_{RH} RH + a_p p + a_t t' + b) = a_T T + 0 \cdot V + 0 \cdot RH + 0 \cdot p + 0 \cdot t' + 0 \quad (38)$$

$$y = r_s = a_T T + b' = a_T T + 0 \quad (39)$$

Jak łatwo zauważyć, postępowanie oparte na analizie współczynnika krotkości byłoby niewykonalne, ponieważ wymagałoby dzielenia przez 0.

- c. W opisanej sytuacji postanowiono w charakterze stałych wartości odniesienia wykorzystać postać syntetycznego równania wielokrotnego, w nieznanym stopniu odchylonego od charakterystyki należącej:

$$y_1 = r_s = 5 \cdot 10^{-4} \cdot T - 5 \cdot 10^{-4} \cdot V - 5 \cdot 10^{-4} \cdot RH - 5 \cdot 10^{-4} \cdot p + 5 \cdot 10^{-4} \cdot t' + 0, \text{ przy } (T_{max} - T_{min}) = 70 \quad (40)$$

$y = r_s = 5 \cdot 10^{-4} \cdot T + 0$ , przy  $(T_{max} - T_{min}) = 70$ , tj. w odniesieniu do pełnego zakresu pomiarowego temperatury dla strefy klimatycznej Polski.

- d. Wyrazy  $r_s$ , sumujące składowe systematyczne wyrazów cząstkowych występujących w równaniach regresji wielokrotnej, wyznaczonych dla kolejnych miesięcy (wyrazy  $r_1 \div r_n$  (rys. III.4 a-d), są między sobą porównywalne i nie wymagają przeliczeń. Dla celów porównań szczegółowych oraz detekcji kierunku i tempa zmian, najbardziej przydatna jest forma wykresu zbiorczego miesięcznych szeregów wartości  $r_s = f(T)$  przedstawiona na wykresach w części V, rozdział 3 i 4. Z postaci równań tendencji liniowej  $y = a'' \cdot T + b''$  wyznaczanych dla kolejnych miesięcy mogą być określone zmiany podatności urządzenia termometrycznego na wpływy temperatury ( $\Delta a_T = a''_{2T} - a''_{1T}$ ) oraz zmiany jej dryfu ( $\Delta b = b''_2 - b''_1$ ).

W przypadku analizy porównawczej wielu miesięcznych szeregów wartości  $r_s$ , mogą być obliczone wartości  $k_1$  i sporządzone pomocnicze wykresy  $k_1 = f(t')$ .

- 2) Określenie i porównanie niepożądanych zmian występujących indywidualnie w składowych cząstkowych równania regresji wielokrotnej. Diagnostyka niepożądanych zjawisk deformujących charakterystyki robocze innych urządzeń

The diagram shows three regression equations for  $r_1$ ,  $r_2$ , and  $r_n$ . The equations are:

$$r_1 = a_{1T} \cdot T + a_{1V} \cdot V + a_{1RH} \cdot RH + a_{1p} \cdot p + a_{1t'} \cdot t' + b_1$$

$$r_2 = a_{2T} \cdot T + a_{2V} \cdot V + a_{2RH} \cdot RH + a_{2p} \cdot p + a_{2t'} \cdot t' + b_2$$

$$r_n = a_{nT} \cdot T + a_{nV} \cdot V + a_{nRH} \cdot RH + a_{np} \cdot p + a_{nt'} \cdot t' + b_n$$

The coefficients are grouped into four categories indicated by circles at the top: (d) for the dependent variable  $r$ , (b) for the temperature coefficient  $a_T$ , (a) for the pressure coefficient  $a_p$ , and (c) for the bias  $b$ .

Rys. III.4. Wybrane wersje analizy porównawczej

pomiarowych automatycznej stacji meteorologicznej może być oparta na analizie porównawczej podatności składowych cząstkowych ( $a_i \cdot X_i$ ), występujących w zbiorze równań regresji wielokrotnej, obliczonych dla kolejnych miesięcy okresu analizowanego, co przedstawiono na rysunku poglądowym w zaznaczeniach b, c i d.

Obiektywną miarą podatności składowych cząstkowych są współczynniki regresji  $a_i$  występujące w równaniach regresji wielokrotnej, obliczonych dla kolejnych miesięcy. Uwzględniając zależności teoretyczne przedstawione w części III, rozdziale 1.4, porównania mogą być zrealizowane w trzech odrębnych postępowaniach:

Postępowanie a)

Dwie kolejne składowe cząstkowe tej samej niezależnej, z dwóch dowolnych miesięcy, np.:

$$a'_{1p} = \text{tg}\beta_1 = \frac{(r_{pmax} - r_{pmin})_1}{(p_{max} - p_{min})_1} \quad a'_{2p} = \text{tg}\beta_2 = \frac{(r_{pmax} - r_{pmin})_2}{(p_{max} - p_{min})_2} \quad (41)$$

Z równań jw. może być obliczona proporcja współczynników regresji :

$$\frac{a_2}{a_1} = \frac{(r_{pmax} - r_{pmin})_2}{(r_{pmax} - r_{pmin})_1} \cdot \frac{(p_{max} - p_{min})_1}{(p_{max} - p_{min})_2} = k_1 \cdot \frac{1}{k_2} \quad (42)$$

gdzie:  $a_1$  i  $a_2$  – współczynniki regresji występujące w liniowych równaniach tendencji  $y_1 = a_1X + b_1$  oraz  $y_2 = a_2X + b_2$  aproksymujących funkcje  $r_s = f(T)_{wzgl.}$   $k_1$  – wartość krotności, tj. stosunek zmian o charakterze nieodwracalnym (stosunek rzędnych na wykresie  $X$  – określającego sposób wyznaczania współczynnika regresji dla tendencji szeregu składowych cząstkowych  $r_s$ , wyznaczonych z równania regresji wielokrotnej);  $k_2$  – wartość krotności, tj. stosunek zmian o charakterze odwracalnym (stosunek odciętych na wykresie  $X$  jw.).

Z powyższego wyrażenia określającego proporcje współczynników regresji, po jego przekształceniu, może być obliczona krotność  $k_1$  zmienności rzędnych  $r_s$ :

$$k_1 = \frac{a_2}{a_1} \cdot k_2 = \frac{a_2}{a_1} \cdot \frac{(p_{max} - p_{min})_2}{(p_{max} - p_{min})_1} \quad (43)$$

Zastosowanie: postępowanie porównawcze może być zastosowane w dowolnym miejscu, dla dowolnej stacji, dla dwóch dowolnych miesięcy, dla jednej i tej samej zmiennej niezależnej.

### Postępowanie b)

Wszystkie kolejne składowe tej samej zmiennej niezależnej, z kilku lub z wszystkich miesięcy okresu analizowanego. Porównanie może być dokonane po sprowadzeniu wartości współczynnika  $k_2$  do jednej i tej samej wartości odniesienia. W zastosowanym postępowaniu wartości współczynników  $k_2$  zostały odniesione do zakresów pomiarowych danej zmiennej niezależnej.

$$\left(\frac{1}{k_2}\right)_T = \frac{(T_{max} - T_{min})_i}{(-30) \div (+40)} = \frac{(T_{max} - T_{min})_i}{70} \quad (44)$$

$$\left(\frac{1}{k_2}\right)_V = \frac{(V_{max} - V_{min})_i}{(0 \div 40)} = \frac{(V_{max} - V_{min})_i}{40} \quad (45)$$

$$\left(\frac{1}{k_2}\right)_{RH} = \frac{(RH_{max} - RH_{min})_i}{(0 \div 100)} = \frac{(RH_{max} - RH_{min})_i}{100} \quad (46)$$

$$\left(\frac{1}{k_2}\right)_p = \frac{(p_{max} - p_{min})_i}{(960 \div 1040)} = \frac{(p_{max} - p_{min})_i}{80} \quad (47)$$

$$\left(\frac{1}{k_2}\right)_{t'} = \frac{(t'_{max} - t'_{min})_i}{(W)} = \frac{(t'_{max} - t'_{min})_i}{W} \quad (48)$$

gdzie:  $W = 28 \cdot 24 \cdot 6$ ,  $W = 29 \cdot 24 \cdot 6$ ,  $W = 30 \cdot 24 \cdot 6$ ,  $W = 31 \cdot 24 \cdot 6$ .

Zastosowanie: postępowanie porównawcze może być zastosowane w dowolnym miejscu (stacja), do wszystkich miesięcy okresu analizowanego, dla jednej i tej samej zmiennej niezależnej.

### Postępowanie c)

Wszystkie kolejne składowe wszystkich zmiennych niezależnych, z wszystkich miesięcy okresu analizowanego. Porównanie może być dokonane po sprowadzeniu wartości współczynników  $k_2$  obliczonych w postępowaniu b) do wspólnego mianownika. Mianownikiem tym jest najmniejsza wspólna wielokrotność (NWW), obliczona dla mianowników ułamków przedstawionych w postępowaniu b). Najmniejszą wspólną wielokrotnością w tych warunkach jest  $NWW = 2800 \cdot W$ , gdzie:  $W = 4032$ ;  $4176$ ;  $4320$  lub  $4464$ , w zależności od liczby okresów dziesięciminutowych w danym miesiącu o liczbie 28, 29, 30 lub 31 dni.

$$\left(\frac{1}{k_2}\right)'_T = \frac{40 \cdot W \cdot (T_{max} - T_{min})_i}{2800 \cdot W} \quad (49)$$

gdzie:  $T_{max}$  i  $T_{min}$  – wartości temperatury, jakie wystąpiły w szeregu  $T_w = f(N)$ , w analizowanym miesiącu;

$$\left(\frac{1}{k_2}\right)'_V = \frac{70 \cdot W \cdot (V_{max} - V_{min})_i}{2800 \cdot W} \quad (50)$$

gdzie:  $V_{max}$  i  $V_{min}$  – wartości prędkości wiatru, jakie wystąpiły w szeregu  $V = f(N)$ , w analizowanym miesiącu;

$$\left(\frac{1}{k_2}\right)'_{RH} = \frac{28 \cdot W \cdot (RH_{max} - RH_{min})_i}{2800 \cdot W} \quad (51)$$

gdzie:  $RH_{max}$  i  $RH_{min}$  – wartości wilgotności względnej, jakie wystąpiły w szeregu  $RH = f(N)$ , w analizowanym miesiącu;

$$\left(\frac{1}{k_2}\right)'_p = \frac{35 \cdot W \cdot (p_{max} - p_{min})_i}{2800 \cdot W} \quad (52)$$

gdzie:  $p_{max}$  i  $p_{min}$  – wartości ciśnienia atmosferycznego, jakie wystąpiły w szeregu  $p = f(N)$ , w miesiącu analizowanym;

$$\left(\frac{1}{k_2}\right)'_{t'} = \frac{2800 \cdot (t'_{max} - t'_{min})_i}{2800 \cdot W} \quad (53)$$

gdzie:  $t'_{max}$  i  $t'_{min}$  – wartości czasu, jakie wystąpiły w szeregu  $t' = f(N)$ , w analizowanym miesiącu.

Zastosowanie: postępowanie porównawcze może być zastosowane w odniesieniu do wszystkich stacji, wszystkich miesięcy i wszystkich składowych cząstkowych (zmiennych niezależnych) równań regresji wielokrotnych.

Postępowanie d)

Wszystkie kolejne składowe wszystkich zmiennych niezależnych, z wszystkich miesięcy okresu analizowanego. Porównanie może być dokonane po sprowadzeniu wartości rzeczywistych szeregów zmiennych niezależnych do postaci wartości względnych, co może być dokonane w wyniku przeliczenia wartości rzeczywistych wg zależności:

$$X_w = \frac{(X_{rz} - X_{rz\min})}{(X_{rz\max} - X_{rz\min})} \quad (54)$$

oraz

$$X_{rz} = X_w(X_{rz\max} - X_{rz\min}) + X_{rz\min} \quad (55)$$

gdzie:  $X_w$  – wartość względna danej zmiennej niezależnej;  $X_{rz}$  – wartość rzeczywista, chwilowa danej zmiennej niezależnej;  $X_{rz\min}$  – wartość rzeczywista, minimalna w analizowanym okresie;  $X_{rz\max}$  – wartość rzeczywista, maksymalna w analizowanym okresie.

W przypadku wyrażenia zmiennych niezależnych w wartościach względnych, w nawiązaniu do rys. III.2 oraz postaci wyrażenia (31) można stwierdzić, że w wyrażeniu na  $\tan \alpha$ :

- wartość przyprostokątnej przyległej do kąta  $\alpha_1$  będzie = 1 we wszystkich przypadkach, terminach, miejscach;
- wartość przyprostokątnej przeciwległej do kąta  $\alpha$  będzie zawsze =  $(r_s)_x$ .

W tych warunkach wartości współczynnika regresji  $a$ , występujące przy różnych składowych cząstkowych, w tym samym lub w różnych równaniach regresji wielokrotnej, a także obliczane dla różnych okresów miesięcznych i różnych miejsc – stają się porównywalne. Mogą być sporządzone wykresy zmienności  $a = f(t)$ .

Wartości zmiennej zależnej  $r = (T_a - T_w)$  mogą występować w postaci wartości rzeczywistej lub względnej.

Zastosowanie: postępowanie porównawcze może być zastosowane w odniesieniu do wszystkich stacji, wszystkich miesięcy i wszystkich składowych cząstkowych (zmiennych niezależnych) równań regresji wielokrotnych. Postępowanie d) ma najwięcej cech połączonych dla zastosowań praktycznych – masowych.

Przedstawione, podstawowe rodzaje analizy porównawczej mogą być wykorzystane w programach telemetrycznej diagnostyki niesprawności urządzeń, układów i czujników pomiarowych, spośród których kilka wybranych przedstawiono w części V, rozdział 2-4.

## 1.6. Formy prezentacji wyników analiz porównawczych

Pełną formą prezentacji wyników analizy porównawczej są wykresy zależności  $(r_1, r_2, r_{cz}) = f(T)$  oraz  $(r_1, r_2, r_{cz}) = f(t)$ .

Analizę uzyskanych wyników należy prowadzić zawsze indywidualnie dla czujnika termometrycznego i układu pomiarowego, ponieważ w obu tych podzespo-

łach urządzenia pomiarowego występują różne, niezależne procesy, których skutki mogą być wzajemnie przeciwstawne. Wybrane przykłady przedstawiono na wykresach w rozdziale 2.1 (rys. II.2 – II.8). Charakterystyki urządzenia termometrycznego:  $r_2 = T_a - T_w$ ,  $r_{s2}$ ,  $r_{p2} = f(T_a)_{wzgl.}$ ,  $N = 673$  (Chojnice, luty 2017).

Zmienność w czasie wartości  $a_i$  dla równań regresji wielokrotnej obliczonych dla różnic  $r_1 = (T_{Rw} - 40)$  i  $r_2 = (T_a - T_w)$  można również ocenić w zestawieniach tabelarycznych (tabele III.1-III.3).

Rozwój zjawisk odkształcających charakterystykę urządzenia termometrycznego występuje z różną prędkością i może być w przybliżeniu podzielony na cztery typowe fazy:

**Faza 1** – charakterystyka nieodkształcona.

Symptomy: współczynniki kierunkowe  $(a_n)_1$  wszystkich pięciu wielkości fizycznych wchodzących w skład równania regresji wielokrotnej są bardzo małe, bliskie zera i tego samego rzędu, lecz nie równe zero. Charakterystyka jest liniowa. Wskazania narzędzia pomiarowego są zgodne z charakterystyką należną i nie wykazują podatności na wpływy innych parametrów. Przedział błędów przypadkowych jest zgodny ze standardami WIGOS [ $(r_p + r_s) \leq |\pm 0,2|^\circ\text{C}$ ]. Wartość składowej systematycznej wyliczonej z równania regresji wielokrotnej  $r_s \leq |\pm 0,03|^\circ\text{C}$ . Urządzenie pomiarowe jest wiarygodne.

**Faza 2** – proces odkształcania charakterystyki – stadium początkowe (rys. II.17).

Symptomy: współczynnik kierunkowy składowej cząstkowej zależnej od temperatury  $y_T = (a_T)_2 \cdot T$ , występujący w równaniu regresji wielokrotnej zaczyna przybierać wartości większe niż w fazie 1  $(a_T)_2 > (a_T)_1$ , lecz nadal utrzymujące się w tym samym rzędzie wielkości. Charakterystyka jest quasiliniowa. Wskazania narzędzia pomiarowego wykazują nieznaczną niezgodność z charakterystyką należną. Wartość składowej systematycznej wyliczonej z równania regresji wielokrotnej  $|\pm 0,03|^\circ\text{C} \leq r_s \leq |\pm 0,05|^\circ\text{C}$ . Przedział sumy błędów systematycznych i przypadkowych, obliczony dla skrajnych wartości zakresu pomiarowego temperatury, jest zgodny ze standardami WIGOS [ $(r_p + r_s) \leq |\pm 0,2|^\circ$ ].

Urządzenie pomiarowe pracuje na granicy wiarygodności.

**Faza 3** – proces odkształcania charakterystyki – stadium zaawansowane (rys. II.22).

Symptomy: współczynnik regresji składowej cząstkowej zależnej od temperatury  $y_T = (a_T)_2 \cdot T$  zaczyna reagować nie tylko na wpływy temperatury zewnętrznej, ale również na efekty samopodgrzewania, tzn. na warunki wymiany z otoczeniem ciepła Joule'a. W równaniu regresji wielokrotnej pojawia się zależność dwuczłonna  $y_T = a_T \cdot (T + \Delta T_{sp})$ , z której pierwszy człon, reprezentujący temperaturę pracy

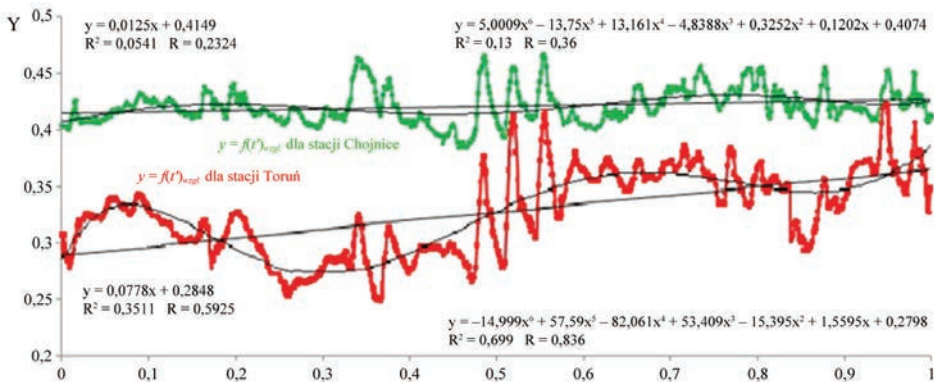
elementów i podzespołów elektronicznego urządzenia pomiarowego ma charakter odwracalny, a drugi – nieodwracalny, zależny od  $T^2$ , reprezentuje przyrost temperatury czujnika pomiarowego spowodowany ciepłem Joule’a, wydzielanym w wyniku przepływu prądu pomiarowego o natężeniu większym od wartości konstrukcyjnej. Zmienia się charakter charakterystyki roboczej na wyraźnie nieliniowy. Stopień nieliniowości charakterystyki staje się pośrednią miarą degradacji stabilizowanego zasilacza mostka pomiarowego. Następuje stopniowy wzrost wartości współczynników kierunkowych pozostałych składowych cząstkowych. Wartość składowej systematycznej wyliczonej z równania regresji wielokrotnej  $|\pm 0,15|^\circ\text{C} \leq r_s$ . Przedział sumy błędów systematycznych i przypadkowych, obliczony dla skrajnych wartości zakresu pomiarowego temperatury, jest niezgodny ze standardami WIGOS  $(r_p + r_s) \geq |\pm 0,2|^\circ\text{C}$ . Wskazania urządzenia pomiarowego stają się niewiarygodnymi ze względu na stopniowo rosnący błąd systematyczny o nieznannej wartości, obarczający wartości wszystkich pomiarów temperatury.

**Faza 4** – proces odkształcania charakterystyki – stadium rozwinięte.

Symptomy: współczynnik kierunkowy składowej cząstkowej zależnej od temperatury  $y_T = a_T \cdot (T + \Delta T_{sp})$  przybiera duże wartości. Rosnące odchylenie charakterystyki rzeczywistej od charakterystyki należytnej powoduje występowanie dużych wartości błędów obliczonych dla skrajnych wartości zakresu pomiarowego.

Urządzenie pomiarowe nie może uczestniczyć w realizacji programu pomiarowego wymagającego zachowania standardów WIGOS.

W analizie szeregu różnicy  $r = (T_a - T_w) = f[(T)_{wzgl.}; (V)_{wzgl.}; (RH)_{wzgl.}; (p)_{wzgl.}; (t')_{wzgl.}]$ , dla dwóch różnych stacji, lecz z tego samego okresu, uzyskano przedstawione na wykresie rozkłady linii dopasowanej dla zmiennej  $(t')_{wzgl.}$  jako przykłady faz 2. i 3.



Rys. III.5. Rozwój zjawisk odkształcających charakterystykę urządzenia termometrycznego



rozwoju zjawiska zmienności. Typowe przejawy procesu zmian ciągłych charakterystyki:

- 1) wzrost kąta nachylenia widoczny w różnicy tendencji liniowych,
- 2) wzrost amplitudy zmienności dobowej,
- 3) wzrost amplitudy zmienności wielodobowej, widoczny w różnicy tendencji nieliniowych.

Opisane fazy rozwoju zjawiska mikrozmienności mogą być określone i zidentyfikowane przy wykorzystaniu opracowanego systemu telemetrycznego monitoringu i oceny procesu zmian charakterystyki roboczej urządzenia termometrycznego załogowych stacji meteorologicznych.

Odształcanie charakterystyki urządzenia termometrycznego następuje w głównej mierze w wyniku zmian jego podatności na opisane powyżej wpływy temperatury. Nie jest to jednak jedyna przyczyna zmian charakterystyki  $y = f(T_w)$ . Może ona zostać odształcona również w wyniku zmiany wartości współczynników kierunkowych składowych cząstkowych  $a_i$  równania regresji wielokrotnej, określających wpływ pozostałych wielkości fizycznych. Także te zmiany mogą być spowodowane zarówno powolnymi procesami starzenia ich układów elektronicznych, jak i nagłymi niesprawnościami lub awarią np. czujników pomiarowych. Oba typy zmian mogą być obserwowane i klasyfikowane w analizie porównawczej zmian wartości współczynników kierunkowych  $a_i$  występujących przy poszczególnych składowych cząstkowych równania regresji wielokrotnej.

Ta potencjalna możliwość uzyskania informacji o stanie technicznym urządzeń mierzących inne wielkości meteorologiczne, przy okazji analizy zmian występujących w pomiarach tylko jednej wielkości – temperatury, jest cenną cechą opracowanej metody detekcji i identyfikacji zmienności charakterystyk urządzeń termometrycznych. Sygnalizowanie zmian w miesięcznych komunikatach do serwisu przyczyni się do lepszego utrzymania sieci pomiarowej PSHM.

Wynika stąd, że do pozytywnych właściwości opracowanego systemu detekcji, identyfikacji i obliczania chwilowych wartości składowej systematycznej zjawiska mikro-zmienności charakterystyk urządzeń termometrycznych automatycznych stacji meteorologicznych, wyliczonych we wprowadzeniu 1.1, należy dodać:

- system, w oparciu o związki przyczynowo-skutkowe wynikające z zależności fizycznych, określone równaniami liniowymi regresji wielokrotnej o niezerowych wartościach współczynników kierunkowych równań cząstkowych, na podstawie obserwacji zmian ich wartości w czasie, pozwala na identyfikację niesprawności pozostałych urządzeń pomiarowych automatycznej stacji meteorologicznej, z wyjątkiem opadu.

## 1.7. Opisowy model fizyczny zjawisk mikroskalowych urządzenia termometrycznego automatycznej stacji meteorologicznej

Mianem *zjawisk mikroskalowych* objęto summaryczne skutki procesu starzenia elementów elektronicznych wchodzących w skład urządzenia termometrycznego automatycznej stacji meteorologicznej, m.in.:

- powolny, nieodwracalny dryf charakterystyki wejścia/wyjścia układu przetwarzania sygnału analogowego, uzyskiwanego na wyjściu z nie zrównoważonego mostka lub układu potencjometrycznego;
- powolny, nieodwracalny dryf wartości stabilizowanego napięcia lub prądu z zasilacza mostka pomiarowego jw. lub układu potencjometrycznego;
- odwracalna mikrozmienność charakterystyki wejścia/wyjścia urządzenia termometrycznego, której chwilowa wartość i znak zależą od dwóch niezależnych od siebie procesów jw, tj. 1). od chwilowych wyników procesu wymiany z otoczeniem ciepła Joule'a, wydzielanego w rezystancyjnym czujniku termometrycznym, w wewnętrznej przestrzeni jego osłony radiacyjnej; 2). od samoistnych zmian strukturalnych zachodzących w materiałach rezystywnych, wiążących i konstrukcyjnych, w procesie starzenia.
- w układzie termometrycznym, którego proces wymiany ciepła Joule'a wydzielanego we wszystkich elementach układu pomiarowego i zasilacza, realizuje się w przestrzeni wewnętrznej obudowy, w zmiennych warunkach atmosferycznych jej otoczenia,
- a także od czasu, w którym oba wymienione procesy ulegają powolnym zmianom.

Rozwój zjawisk mikroskalowych urzeczywistnia się indywidualnie. Na jego wyzwolenie i przyspieszenie tempa, prawdopodobnie mają również wpływ bezustanna praca urządzeń pomiarowych, przewleczone przepięcia sieciowe, zjawiska wynikające z udarowego oddziaływania na układ pomiarowy pól elektromagnetycznych o bardzo dużym natężeniu (np. radarowych) i inne.

Model fizyczny zjawisk mikroskalowych może być opisany w oparciu o postacie trzech podstawowych równań regresji wielokrotnej, przedstawionych w części III, rozdział 1.3.1:

- równanie układu pomiarowego o postaci:

$$r_1 = (T_{Rw} - 40) = [a_{1T} \cdot T + a_{1V} \cdot V + a_{1RH} \cdot RH + a_{1p} \cdot p + a_{1t'} \cdot t' + b_1] + r_{p1} = r_{s1} + r_{p1} \quad (56)$$

równanie urządzenia pomiarowego o postaci:

$$r_2 = (T_a - T_w) = [a_{2T} \cdot T + a_{2V} \cdot V + a_{2RH} \cdot RH + a_{2p} \cdot p + a_{2t'} \cdot t' + b_2] + r_{p2} = r_{s2} + r_{p2} \quad (57)$$

równanie czujnika termometrycznego o postaci:

$$r_3 = (r_2 - r_1) = [(a_{2T} - a_{1T}) \cdot T + (a_{2V} - a_{1V}) \cdot V + (a_{2RH} - a_{1RH}) \cdot RH + (a_{2p} - a_{1p}) \cdot p + (a_{2t'} - a_{1t'}) \cdot t' + (b_2 - b_1)] + (r_{p2} - r_{p1}) = (r_{s2} - r_{s1}) + (r_{p2} - r_{p1}) \quad (57)$$

Równanie  $r_3 = (r_2 - r_1)$  może być utworzone jako różnica równań  $r_2$  i  $r_1$ , ponieważ występujące w obu tych równaniach wartości zmiennych niezależnych  $T$ ,  $V$ ,  $RH$ ,  $p$  są identyczne (pochodzą z tego samego zbioru synchronicznych danych), zaś wartości  $T_a$ ,  $T_w$  i  $T_{Rw}$  zostały zmierzone z nimi synchronicznie.

Zmienne niezależne wprowadzone do równań regresji jw. zostały określone w oparciu o wnioski wynikające z analiz procesów wymiany z otoczeniem ciepła Joule'a, zachodzących w urządzeniu, układzie i czujniku termometrycznym (Różdżyński 2017, rozdz. 2.2).

Model zjawisk mikroskalowych może być przedstawiony za pośrednictwem orientacyjnego opisu faz jego rozwoju.

- 1) Dla urządzenia termometrycznego nowego, w chwili jego nabycia u producenta, wartości  $r_{s2}$  oraz  $b_2 = 0$ , charakterystyka należna różnicy wskazań urządzenia termometrycznego i polowego wzorca II stopnia ma postać  $r_2 = (T_a - T_w) = r_{p2}$ , gdzie:  $r_{p2} = 0,1K$  – oznacza przedział dopuszczalnego rozrzutu przypadkowych wartości różnic  $r_2$  w założonym zakresie zmienności temperatury  $-30K \div +40K$ , określony standardami WIGOS (WMO 2017).

Ten stan rzeczy oznacza, że w całym zakresie pomiarowym występuje pełna zgodność wskazań  $T_a$  urządzenia termometrycznego ze wskazaniem urządzenia odniesienia  $T_w$ , zachowującego spójność pomiarową z wzorcem państwowym, co potwierdza świadectwo wydane przez akredytowane laboratorium wzorcownicze.

- 2) Po upływie okresu gwarancji producenta urządzenia termometrycznego oraz indywidualnie zmiennego okresu nienagannej, wiarygodnej pracy (np. kilku miesięcy), rozpoczyna się rozwój zjawiska mikrozmienności charakterystyki, który swój początek bierze w nieznacznej zmianie stabilizowanej wartości prądu zasilającego układ niezrównoważonego mostka lub układ potencjometryczny  $I \neq I_k$  lub  $U \neq U_k$ , gdzie  $I_k$ ,  $U_k$  – wartości przewidziane przez producenta. W następstwie tego zdarzenia w czujniku zostanie wydzielona zwiększona ilość ciepła Joule'a – czujnik zaczyna się podgrzewać. Temperatura jego pracy zaczyna zależeć od warunków wymiany z otoczeniem nadmiernego ciepła, a warunki te zaczynają się zmieniać zgodnie z chwiejnością otaczającej atmosfery. Kolejne składowe cząstkowe występujące w równaniu (57) jw. zaczynają przybierać wartości  $\neq 0$ . W kształtowaniu tych warunków uczestniczą: prędkość wiatru, wilgotność powietrza, jego skład oraz gęstość i inne. W sposób ciągły zaczyna narastać wartość składowej systematycznej, tj.  $r_{s2}$ .

- 3) Opisane zmiany wartości składowych cząstkowych ( $a_i \cdot X_i$ ) dochodzą do skutku w dwojaki sposób: nieodwracalny, zmieniający podatność urządzenia na wpływy określonej składowej, za pośrednictwem odnośnego współczynnika regresji  $a_i$  oraz w sposób odwracalny – za pośrednictwem chwilowych wartości zmiennych fizycznych  $X_i$ .
- 4) Proces zmian właściwości elementów elektronicznych wynikający ze zjawiska starzenia jest procesem ciągłym, o indywidualnym przebiegu, ponieważ w każdym przypadku wynika jako skutek zmiennej sumy niepowtarzalnych zmian indywidualnych, występujących w elementach, podzespołach i układach elektronicznych, tak jak to przedstawiono w rozdziale 3 i 4 (część III). Proces ten doprowadza do stopniowej degradacji całego urządzenia pomiarowego, którego wskazania stają się niewiarygodne, a szeregi czasowe danych termometrycznych zostają systematycznie zawyżane.
- 5) Zasadnicza postać równania (55) jw. określająca charakterystykę układu termometrycznego wskazuje, że występujące w nim związki są takie same, jak w przypadku całego urządzenia pomiarowego. Inne są odnośne wielkości składowych cząstkowych. Istotna różnica wynika z właściwości opornika wzorcowego, w którym nie występują zmiany jego oporności wzorcowej, spowodowane zmianą  $I \neq I_k$  lub  $U \neq U_k$  oraz zmianą temperatury pracy. Dzięki tym właściwościom, wszystkie zmiany różnicy  $r_1 = T_{Rw} - 40$  mogą być zidentyfikowane jako odnoszące się bezpośrednio do charakterystyki wejścia/wyjścia układu pomiarowego.
- 6) Aktualna charakterystyka czujnika termometrycznego może być określona jako różnica równań regresji wielokrotnej (56)-(57). Należy jednak pamiętać, że jest to charakterystyka, jaka może być wyznaczona z ww. różnicy dla czujnika termometrycznego rezystancyjnego o dowolnej wartości  $R_0$ , obciążonego błędem systematycznym wynikającym ze zjawiska samopodgrzewania. Będzie się różnić od charakterystyki określonej po przeniesieniu (np. przez serwis techniczny) tego samego czujnika do układu termometrycznego, którego niezrównoważony mostek pomiarowy lub układ potencjometryczny zasilany jest prądem o prawidłowej wartości  $I = I_k$ .
- 7) Skutki wynikające z przedstawionego, orientacyjnego opisu procesu zmienności charakterystyki wejścia/wyjścia urządzenia termometrycznego nie mogą być korygowane w wyniku wprowadzania aktualnych i indywidualnych poprawek do urządzenia termometrycznego, analogicznie do tych, które wprowadzane są przed pomiarem dla skorygowania charakterystyki czujnika termometrycznego. Postępowanie takie nie może być zrealizowane przed wykonaniem pomiarów ze względu na nieustanną zmienność wartości

poprawek wynikających m.in. z ich uzależnienia od wartości pięciu zmiennych meteorologicznych oraz od nieprzewidywalnego przebiegu procesu starzenia. Poprawki te mogą być jednak wprowadzone po wykonaniu pomiarów, w wyniku realizacji opracowanego postępowania analityczno-obliczeniowego i korekty pozyskanych szeregów czasowych danych, w trybie off-line.

## 2. Wybrane zagadnienia diagnostyki telemetrycznej niesprawności urządzeń, układów i czujników pomiarowych

### 2.1. Ocena procesu długookresowych zmian charakterystyki roboczej układu termometrycznego automatycznej stacji meteorologicznej, załogowej i bezzałogowej

#### 2.1.1. Wprowadzenie

Zmienność długookresowa charakterystyk może być najlepiej przedstawiona za pośrednictwem wieloletniego wykresu zbiorczego dryfu charakterystyki roboczej układu pomiarowego. Może być pozyskana z charakterystyki układu pomiarowego:

$$r_1 = (T_{Rw} - 40) = [a_{1T} \cdot T + a_{1V} \cdot V + a_{1RH} \cdot RH + a_{1p} \cdot p + a_{1t'} \cdot t' + b_1] + r_{p1} = r_{s1} + r_{p1} \quad (59)$$

i wykreślona jako składowa systematyczna  $r_{s1}$  różnicy  $r_1$  w funkcji temperatury rzeczywistej  $T$ :

$$r_{s1} = [a_{1T} \cdot T + a_{1V} \cdot V + a_{1RH} \cdot RH + a_{1p} \cdot p + a_{1t'} \cdot t' + b_1] = f(T_a)_{r_{ecz}} \quad (60)$$

Dla układu pomiarowego, jako zbiór szeregów wartości  $r_{s1}$ , reprezentuje ona równocześnie zespół indywidualnych poprawek do szeregów danych  $T_{Rw}$ . Poprawki te tworzą składowe systematyczne  $r_{s1}$ , wzięte z przeciwnym znakiem. Opisane zależności przedstawiono na trzech wybranych przykładach 2.3.2-2.3.4. Wykresy zestawieniowe dla wszystkich przebadanych stacji zamieszczono w części V *Wyniki szczegółowe pomiarów porównawczych temperatury powietrza*.

Po zakończeniu fazy I rozwoju zjawiska mikrozmienności charakterystyk roboczych układu termometrycznego, wartości średnie dryfu miesięcznego dla różnych stacji są podobne, co można zaobserwować na rys. III.8-III.10.

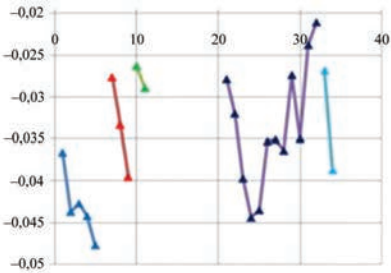
Natomiast w nowym układzie termometrycznym zjawisko to, w sensie fizycznym, występuje w taki sam sposób, lecz w tak małej skali, że dla uwidocznienia wymaga dziesięciokrotnego powiększenia skali osi rzędnych, co zostało przedstawione na rys. III.11. W praktyce pomiarowej przypadki takie tworzą charakterystyki należne lub do nich zbliżone.

Wykresy charakterystyk miesięcznych układu termometrycznego, tj. szeregów wartości  $r_{s1} = f(T)_{rzecz}$  obliczonych z równań regresji dla pięciu zmiennych niezależnych ( $T, V, RH, p$  i  $t'$ ), a także wyznaczone dla nich równania tendencji, mogą być ze sobą zestawiane i porównywane. Przedstawiają z dobrym przybliżeniem (wystarczającym dla praktyki serwisowej) obraz ciągłości, kierunku i amplitudy zmian charakterystyki układu termometrycznego w funkcji dwóch dominujących zmiennych: temperatury otoczenia  $T$  i czasu  $t'$ . Pozostałe zmienne niezależne wywierają w tym przybliżeniu jedynie nieznaczny wpływ, lecz nie jest on zerowy. Wspomniane przybliżenie polega na ujawnieniu jedynie zmienności wyrazu wolnego (dryfu), przy pełnej lub prawie pełnej stabilności współczynników regresji  $a$  w równaniach liniowych tendencji, aproksymujących rozkłady wartości rzeczywistych  $r_{s1} = f(T)_{rzecz}$ .

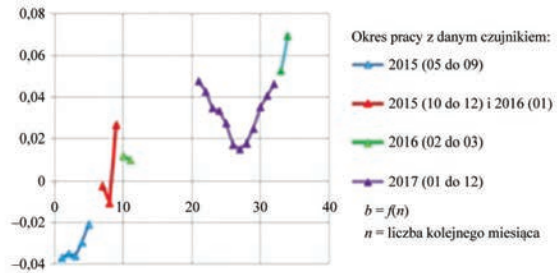
Postacie liniowych równań regresji, aproksymujących rzeczywiste przebiegi różnic  $r_{s1}$  przedstawiono na wykresach czarną linią, zaś w odnośnych tablicach zapisano ich postacie cyfrowe. Jak wynika z treści zamieszczonych tablic, dopasowanie wszystkich charakterystyk jest na ogół bardzo wysokie, a współczynniki korelacji często zbliżają się do wartości charakteryzującej związek deterministyczny. Taka też jest istota zmienności charakterystyki układu termometrycznego jako, w głównym stopniu, funkcji temperatury i czasu.

W domenie poznawczej powyższy stan rzeczy stwarza pozory nieco innego zespołu przyczyn wywołujących zmienność charakterystyki układu termometrycznego – w porównaniu z przyczynami wywołującymi zmienność urządzenia pomiarowego. Okoliczność ta może być wyjaśniona w odpowiednim postępowaniu analizującym zmienność współczynnika regresji  $a$  w funkcji określonych zmiennych niezależnych. W tym celu porównywalność wartości współczynników regresji, występujących w równaniach regresji w różnych miesiącach, może być zapewniona w wyniku zastosowania postępowania obliczeniowego przedstawionego w rozdziale 1.5 pt: *Rodzaje analizy porównawczej*, ppkt 2 postępowanie d. Postępowanie to obejmuje następujące operacje:

- przedstawienie synchronicznych szeregów czasowych pięciu zmiennych niezależnych ( $T, V, RH, p, t'$ ) w wartościach względnych dla danego miesiąca;
- złożenie do analizowanego kompletu szeregu czasowego synchronicznych wartości zmiennej niezależnej  $r_1 = (T_{Rw} - 40)$  w wartościach rzeczywistych;
- wykonanie obliczenia postaci równania regresji wielokrotnej pięciu zmiennych jw.
- sporządzenie wykresu składowej systematycznej w funkcji temperatury względnej  $r_{s1} = f(T_a)_{wzgl.}$ ;
- określenie postaci liniowego równania tendencji  $y = a(T)_{wzgl.} + b$ , aproksymującego rozkład  $r_{s1} = f(T_a)_{wzgl.}$ ;
- zestawienie wartości miesięcznych  $a$  i  $b$  w zbiór roczny lub wieloletni.



Rys. III.6. Wieloletnia zmienność współczynnika regresji  $a = f(N)$  w funkcji liczby kolejnych miesięcy



Rys. III.7. Wieloletnia zmienność wyrazu wolnego  $b = f(N)$  w funkcji liczby kolejnych miesięcy

Opisane postępowanie pozwala na sporządzenie wykresów rocznej lub wieloletniej zmienności współczynnika regresji  $a$  i wyrazu wolnego  $b$  w funkcji liczby kolejnego miesiąca, jak na rys. III.6 i III.7.

Oba wykresy, mimo nieciągłości wynikających ze zmiany czujników termometrycznych i braków danych, wyraźnie uwidaczniają w wieloleciu charakter zmienności odwracalno-postępowej zarówno współczynnika regresji  $a$ , jak i wyrazu wolnego  $b$ , czym potwierdzona zostaje teza o występowaniu, również w układzie pomiarowym, obu postaci zmienności charakterystyki wejścia/wyjścia, tj.: dryfu i mikrozmienności. Proces zmienności występuje w skali znacznie mniejszej od tej, jaka realizuje się w urządzeniu pomiarowym. Jednak w sensie poznawczym w pełni potwierdza hipotezę roboczą, że przyczyną wszelkich zjawisk deformujących charakterystyki urządzeń, układów i czujników termometrycznych oraz niweczących wiarygodność narzędzi pomiarowych jest niekontrolowany proces wzrostu i wymiany z otoczeniem ciepła Joule'a, wytwarzanego w elektronicznym narzędziu pomiarowym.

Wniosek powyższy znajduje pełne potwierdzenie również w kontrolnym postępowaniu analitycznym regresji wielokrotnej, w którym miesięczne szeregi czasowe zmiennych niezależnych zastąpiono ich wartościami średnimi, a w charakterze zmiennej zależnej wprowadzono wartości współczynników regresji wyznaczone dla równań tendencji dla przebiegów  $r_{s1} = f(T)_{wzgl.}$  jak wyżej. Potwierdzenie związków przyczynowo-skutkowych nastąpiło przy współczynniku wielokrotności  $R = 0,72$ , co w wystarczającym stopniu potwierdza powyższą tezę.



## 2.1.2. Stacja Chojnice

Tabela III.1. Zestawienie charakterystyki układu pomiarowego z Chojnic z okresu IV 2015-II 2018;  $r_{s1} = f(T_a)$

Data		Postać równania $r_{s1} = f(T_a)$	Współczynnik dopasowania	Współczynnik korelacji	Czujnik
2015	maj	$y = -0,0016 \cdot T_a + (-0,036502)$	$R^2 = 0,894$	$R = 0,946$	A
	czerwiec	$y = -0,0017 \cdot T_a + (-0,029731)$	$R^2 = 0,983$	$R = 0,992$	A
	lipiec	$y = -0,0017 \cdot T_a + (-0,022928)$	$R^2 = 0,969$	$R = 0,985$	A
	sierpień	$y = -0,0016 \cdot T_a + (-0,018515)$	$R^2 = 0,977$	$R = 0,988$	A
	wrzesień	$y = -0,0017 \cdot T_a + (-0,013525)$	$R = 0,939$	$R = 0,969$	A
	październik	<i>brak danych</i>			
	listopad	$y = -0,0016 \cdot T_a + (-0,007237)$	$R^2 = 0,969$	$R = 0,985$	B
	grudzień	$y = -0,0016 \cdot T_a + (-0,002821)$	$R^2 = 0,975$	$R = 0,987$	B
2016	styczeń	$y = -0,0016 \cdot T_a + (-0,000626)$	$R^2 = 0,996$	$R = 0,998$	B
	luty	$y = -0,0016 \cdot T_a + (0,001817)$	$R^2 = 0,985$	$R = 0,993$	B
	marzec	$y = -0,0016 \cdot T_a + (0,003779)$	$R^2 = 0,961$	$R = 0,981$	B
	IV-XII 2016	<i>brak danych</i>			
2017	styczeń	$y = -0,0017 \cdot T_a + (0,024422)$	$R^2 = 0,99$	$R = 0,995$	C/D
	luty	$y = -0,0015 \cdot T_a + (0,026091)$	$R^2 = 0,993$	$R = 0,997$	D
	marzec	$y = -0,0017 \cdot T_a + (0,027164)$	$R^2 = 0,984$	$R = 0,992$	D
	kwiecień	$y = -0,0017 \cdot T_a + (0,027087)$	$R^2 = 0,988$	$R = 0,994$	D
	maj	$y = -0,0017 \cdot T_a + (0,027069)$	$R^2 = 0,995$	$R = 0,998$	D
	czerwiec	$y = -0,0017 \cdot T_a + (0,026875)$	$R^2 = 0,982$	$R = 0,991$	D
	lipiec	$y = -0,0016 \cdot T_a + (0,026835)$	$R^2 = 0,966$	$R = 0,983$	D
	sierpień	$y = -0,0017 \cdot T_a + (0,030108)$	$R^2 = 0,991$	$R = 0,996$	D
	wrzesień	$y = -0,0018 \cdot T_a + (0,034405)$	$R^2 = 0,951$	$R = 0,975$	D
	październik	$y = -0,0017 \cdot T_a + (0,035073)$	$R^2 = 0,973$	$R = 0,986$	D
	listopad	$y = -0,0017 \cdot T_a + (0,036996)$	$R^2 = 0,984$	$R = 0,992$	D
	grudzień	$y = -0,0016 \cdot T_a + (0,03856)$	$R^2 = 0,977$	$R = 0,988$	D
2018	styczeń	$y = -0,0016 \cdot T_a + (0,04023)$	$R^2 = 0,99$	$R = 0,995$	D/E
	luty	$y = -0,0017 \cdot T_a + (0,040773)$	$R^2 = 0,99$	$R = 0,995$	E

### 2.1.3. Stacja Elbląg-Milejewo

Tabela III.2. Zestawienie charakterystyki układu pomiarowego z Elbląga-Milejewa z lat 2015-2018;  $r_{sl} = f(T_a)$

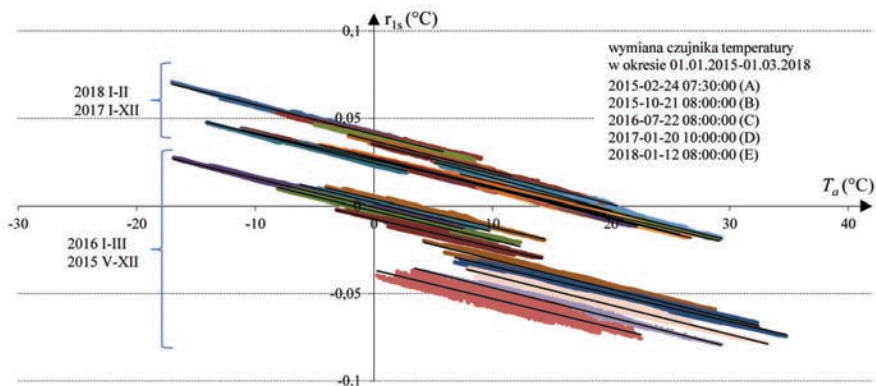
Data		Postać równania $r_{sl} = f(T_a)$	Współczynnik dopasowania	Współczynnik korelacji	Czujnik
2015	maj	$y = -0,0014 \cdot T_a + (0,005506)$	$R^2 = 0,976$	$R = 0,988$	A
	czerwiec	$y = -0,0015 \cdot T_a + (0,01611)$	$R^2 = 0,949$	$R = 0,974$	A
	lipiec	$y = -0,0017 \cdot T_a + (0,024777)$	$R^2 = 0,932$	$R = 0,965$	A
	sierpień	$y = -0,0016 \cdot T_a + (0,029791)$	$R^2 = 0,956$	$R = 0,978$	A
	wrzesień	$y = -0,0016 \cdot T_a + (0,03412)$	$R^2 = 0,899$	$R = 0,948$	A
	październik	<i>brak danych</i>			
	listopad	$y = -0,0014 \cdot T_a + (0,039487)$	$R^2 = 0,931$	$R = 0,965$	B
	grudzień	$y = -0,0013 \cdot T_a + (0,043701)$	$R^2 = 0,928$	$R = 0,964$	B
2016	styczeń	$y = -0,0015 \cdot T_a + (0,045352)$	$R^2 = 0,981$	$R = 0,991$	B
	luty	$y = -0,0011 \cdot T_a + (0,04663)$	$R^2 = 0,933$	$R = 0,966$	B
	marzec	$y = -0,0009 \cdot T_a + (0,048082)$	$R^2 = 0,911$	$R = 0,954$	B
	IV-XII 2016	<i>brak danych</i>			
2017	styczeń	$y = -0,0017 \cdot T_a + (0,0683)$	$R^2 = 0,992$	$R = 0,996$	C
	luty	$y = -0,0015 \cdot T_a + (0,070106)$	$R^2 = 0,989$	$R = 0,994$	C
	marzec	$y = -0,001 \cdot T_a + (0,06715)$	$R^2 = 0,94$	$R = 0,969$	C
	kwiecień	$y = -0,0012 \cdot T_a + (0,071046)$	$R^2 = 0,985$	$R = 0,992$	C/D
	maj	$y = -0,0013 \cdot T_a + (0,072409)$	$R^2 = 0,987$	$R = 0,994$	D
	czerwiec	$y = -0,0015 \cdot T_a + (0,07342)$	$R^2 = 0,992$	$R = 0,996$	D
	lipiec	$y = -0,0014 \cdot T_a + (0,073942)$	$R^2 = 0,927$	$R = 0,963$	D/E
	sierpień	$y = -0,0015 \cdot T_a + (0,078318)$	$R^2 = 0,985$	$R = 0,992$	E
	wrzesień	$y = -0,0017 \cdot T_a + (0,082685)$	$R^2 = 0,884$	$R = 0,94$	E
	październik	$y = -0,0014 \cdot T_a + (0,082145)$	$R^2 = 0,984$	$R = 0,992$	E
	listopad	$y = -0,0011 \cdot T_a + (0,082392)$	$R^2 = 0,924$	$R = 0,961$	E
	grudzień	$y = -0,0011 \cdot T_a + (0,084865)$	$R^2 = 0,968$	$R = 0,984$	E
2018	styczeń	$y = -0,0015 \cdot T_a + (0,086574)$	$R^2 = 0,961$	$R = 0,98$	E
	luty	$y = -0,0018 \cdot T_a + (0,085458)$	$R^2 = 0,991$	$R = 0,996$	E

## 2.1.4. Stacja Lębork

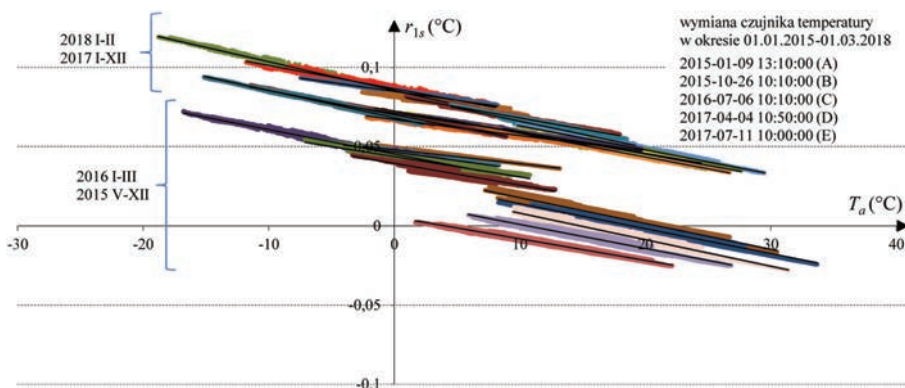
Tabela III.3. Zestawienie charakterystyki układu pomiarowego w Lęborku z okresu IV 2015-II 2018;  $r_{s1} = f(T_a)$

Data	Postać równania $r_{s1} = f(T_a)$	Współczynnik dopasowania	Współczynnik korelacji	Czujnik	
2017	styczeń	$y = 0 \cdot T_a + (-0,03778)$	$R^2 = 0,092$	$R = 0,303$	A
	luty	$y = 0,0001 \cdot T_a + (-0,036549)$	$R^2 = 0,575$	$R = 0,758$	A
	marzec	$y = 0 \cdot T_a + (-0,035312)$	$R^2 = 0,124$	$R = 0,352$	A
	kwiecień	$y = -0,0001 \cdot T_a + (-0,034126)$	$R^2 = 0,654$	$R = 0,809$	A/B
	maj	$y = -0,0001 \cdot T_a + (-0,033144)$	$R^2 = 0,953$	$R = 0,976$	B
	czerwiec	$y = -0,0001 \cdot T_a + (-0,032699)$	$R^2 = 0,773$	$R = 0,879$	B
	lipiec	$y = -0,0001 \cdot T_a + (-0,03223)$	$R^2 = 0,489$	$R = 0,699$	B
	sierpień	$y = -0,0001 \cdot T_a + (-0,0305)$	$R^2 = 0,834$	$R = 0,913$	B
	wrzesień	$y = -0,0002 \cdot T_a + (-0,029217)$	$R^2 = 0,722$	$R = 0,85$	B
	październik	$y = -0,0001 \cdot T_a + (-0,029699)$	$R^2 = 0,72$	$R = 0,848$	B
	listopad	$y = -0,0001 \cdot T_a + (-0,029138)$	$R^2 = 0,735$	$R = 0,857$	B
	grudzień	$y = -0,0001 \cdot T_a + (-0,029273)$	$R^2 = 0,612$	$R = 0,783$	B
2018	styczeń	$y = 0 \cdot T_a + (-0,028992)$	$R^2 = 0,017$	$R = 0,13$	C
	luty	$y = 0 \cdot T_a + (-0,028453)$	$R^2 = 0,026$	$R = 0,162$	C

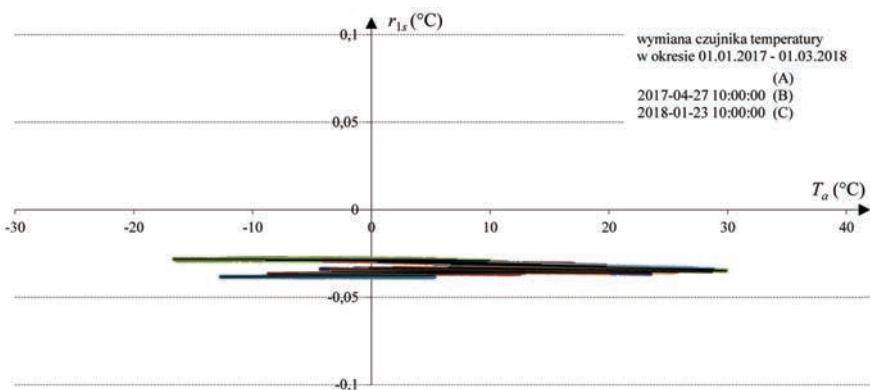
Na wykresie zbiorczym (rys. III.10) dryfu charakterystyki  $r_s = f(T_a)$  dla  $r_1 = (T_{Rw} - 40)$  układu pomiarowego automatycznej stacji meteorologicznej w Lęborku przedstawiono jedynie postacie graficzne tych charakterystyk. Odnośne równania  $r_{s1} = f(T_a)$  oraz wartości współczynników dopasowania i korelacji przedstawiono w tabeli III.3.



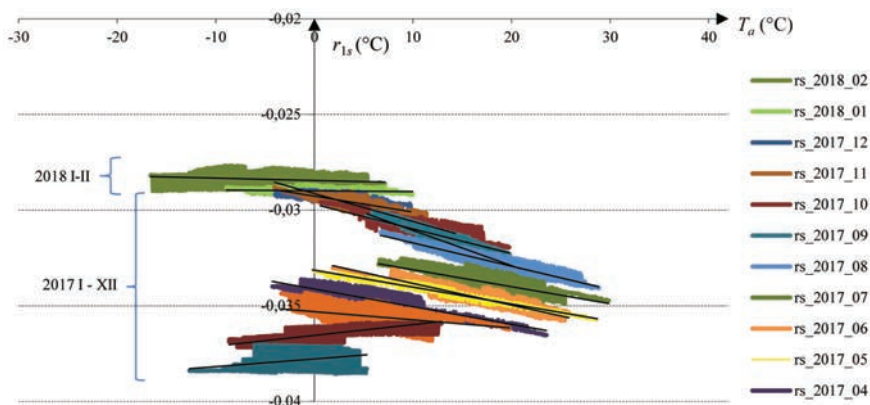
Rys. III.8. Dryf charakterystyki układu pomiarowego  $(T_{Rw} - 40) = f(T_a)$  w latach 2015-2018 na stacji Chojnice



Rys. III.9. Dryf charakterystyki układu pomiarowego  $(T_{Rw} - 40) = f(T_a)$  w latach 2015-2018 na stacji Elbląg-Milejewo



Rys. III.10. Wykres zbiorczy dryfu charakterystyki  $r_s = f(T_a)$  dla  $r_1 = (T_{Rw} - 40)$  układu pomiarowego automatycznej stacji meteorologicznej w Lęborku, w latach 2017-2018



Rys. III.11. Wykres zbiorczy dryfu charakterystyki  $r_s = f(T_a)$  dla  $r_l = (T_{Rw} - 40)$  układu pomiarowego automatycznej stacji meteorologicznej w Lęborku, w latach 2017-2018, w zwiększonej skali osi rzędnych

## 2.2. Ocena procesu długookresowych zmian charakterystyki roboczej urządzenia termometrycznego automatycznych stacji meteorologicznych załogowych

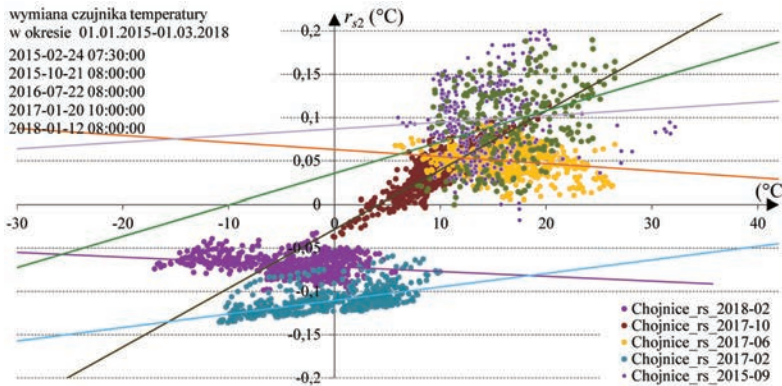
Zmienność długookresowa charakterystyki roboczej urządzenia termometrycznego automatycznej stacji meteorologicznej, załogowej powinna być analizowana, podobnie jak w p. 2.1., za pomocą wieloletniego wykresu zbiorczego dryfu charakterystyki roboczej urządzenia pomiarowego. Może być pozyskana z charakterystyki urządzenia pomiarowego  $r_2 = [a_{2T} \cdot T + a_{2V} \cdot V + a_{2RH} \cdot RH + a_{2p} \cdot p + a_{2t'} \cdot t' + b_2] + r_{p2} = r_{s2} + r_{p2}$  i wykreślona jako składowa systematyczna  $r_{s2}$  różnicy  $r_2$  w funkcji temperatury rzeczywistej  $T$ :  $r_{s2} = [a_{2T} \cdot T + a_{2V} \cdot V + a_{2RH} \cdot RH + a_{2p} \cdot p + a_{2t'} \cdot t' + b_2] = f(T_a)_{rzecz}$ .

Dla urządzenia pomiarowego, jako wartości  $r_{s2}$ , reprezentuje równocześnie zespół indywidualnych poprawek  $p = -r_{s2}$  do szeregu wartości temperatury  $T_a$ . Opisaną zależność przedstawiono na rys. III.12.

Różnice między obrazami zmienności charakterystyki  $r_{s1}(T_{Rw} - 40)$  przedstawionymi w p. 2.1 i  $r_{s2}(T_a - T_w)$  wynikają z nieciągłości porównywanych odwzorowań procesu zmian, ponieważ:

- charakterystyki  $r_{s2}(T_a - T_w)$  określane są w rytmie jeden miesiąc pomiarów/trzy miesiące przerwy;
- w okresie dłuższym niż kilka miesięcy często dochodzi do wymiany czujnika termometrycznego w zespole sondy zintegrowanej  $T/RH$ .

Opisane okoliczności uniemożliwiają wykonanie analizy zmian długookresowych, m.in. opartych na wykresach zmienności  $a = f(t)$  i  $b = f(t)$ . Zakres analizy musi być ograniczony do bezspornych właściwości, wynikających z wykresu zestawieniowego.



Rys. III.12. Charakterystyki miesięczne  $r_{s2}(T_a - T_w) = f(T_a)$  w Chojnicach z lat 2015-2018

Dla każdej stacji mogą być określone podstawowe właściwości:

- porównywalność charakterystyk;
- położenie charakterystyki roboczej urządzenia pomiarowego względem charakterystyki należącej;
- zmiany charakterystyki roboczej (dryf i mikrozmienność) podczas czterech miesięcy;
- faza rozwoju zjawiska samopodgrzewania (na podstawie rozwarości przedziału rozrzutu chmury danych wokół linii tendencji i nieliniowych przebiegów tendencji);
- ocena wiarygodności urządzenia termometrycznego;
- komentarz metrologiczny.

Jako przykład ustaleń tego rodzaju może być przywołana treść odnosząca się do charakterystyk miesięcznych  $r_s(T_a - T_w) = f(T_a)$  ze stacji Chojnice (część VI, rozdział 4.).

### 2.3. Wiarygodność urządzenia termometrycznego i szeregu danych

Postępowanie analityczne, którego celem jest kontrola wiarygodności urządzenia termometrycznego powinno być zrealizowane przy wykorzystaniu równania regresji wielokrotnej z typu (14), określone w rozdziale 1.3.1. Zgodnie z treścią rozdziału 1.5 – postępowanie porównawcze typu d. Nie wymaga ono dodatkowych przeliczeń dla spełnienia warunku porównywalności.

W równaniu regresji wielokrotnej pięciu zmiennych niezależnych, dominującą składową cząstkową jest temperatura, której wpływy, określone iloczynem ( $a_T T$ ), można w uproszczeniu przedstawić następująco. W początkowym okresie eksploatacji urządzenia termometrycznego jego wskazania są wiarygodne:

$$T_a = T_{rz} + (\Delta T)_k \pm (\Delta T)_{pa} \quad (61)$$

gdzie:  $T_a$  – temperatura zmierzona urządzeniem termometrycznym za pośrednictwem czujnika Pt-100. Dla uproszczenia założono, że charakterystyka  $R_1 = f(T)$  ma postać standardową (wg PN-EN 60751:2009);  $T_{rz}$  – temperatura rzeczywista powietrza;  $(\Delta T)_k$  – różnica systematyczna pomiaru temperatury, spowodowana sumą zjawisk zniekształcających warunki wiarygodnego miernictwa temperatury (część III, rozdział 1.2) w urządzeniach termometrycznych automatycznych stacji meteorologicznych (Tabela III.4):

$$(\Delta T)_k = r_{s1} = [(T_a - T_w)] - r_{p1}] = a_{1T} \cdot T + a_{1V} \cdot V + a_{1RH} \cdot RH + a_{1p} \cdot p + a_{1t} \cdot t' + b_1 \quad (62)$$

$(\Delta T)_{pa}$  – błąd przypadkowy, tj. różnica pomiaru temperatury spowodowana sumą chwilowych wpływów czynników losowych występujących w urządzeniu termometrycznym.

Związek (62) wskazuje, że każda wartość chwilowej różnicy  $(\Delta T)_k$  w szeregu miesięcznym jest m. in. funkcją ilości ciepła Joule'a wydzielanego w czujniku i układzie pomiarowym (p. 2.1), tzn. iloczynu dwóch zmiennych  $R$  i  $I$  (co wynika z uwarunkowań i właściwości wewnątrzukładowych, kształtowanych w procesie starzenia), a także funkcją chwilowych warunków wymiany z otoczeniem tego ciepła (co wynika z uwarunkowań poza-układowych, kształtowanych przez aktualne warunki meteorologiczne). W tym stanie rzeczy wartość składowej cząstkowej ( $a_T \cdot T$ ) jest:

- liniowo zależną od wartości rezystancji (temperatury) czujnika pomiarowego  $R = f(T)$ . Funkcja ta zmienia się w czasie, w niezależnym procesie powolnego starzenia czujnika termometrycznego. Proces ten może być kontrolowany w programie regularnych recalibracji czujnika w akredytowanym laboratorium wzorcowniczym (CLAP).
- nieliniowo zależną od kwadratu prądu  $I_k$  płynącego przez czujnik (część III, rozdział 1.1, rys. III.1.).

Gdyby wartość natężenia prądu wzrosła liniowo, np.  $k$ -krotnie, to wartość składowej cząstkowej ( $a_T \cdot T$ ) wzrosłaby nieliniowo  $k^2$ -krotnie. Właściwość ta może być wykorzystana dla detekcji i identyfikacji stanu rozwoju zjawiska mikrozmienności charakterystyki miesięcznej różnic urządzenia termometrycznego, w szczególności składowej ( $a_T \cdot T$ ). Charakterystyka ta wynika z sumy zmian liniowych jako funkcji temperatury  $T$  oraz nieliniowych jako funkcji wartości  $I^2$ , jakie wystąpią w ciągu analizowanych miesięcy. Zmiana wartości natężenia prądu  $I \neq I_k$ , płynącego w danej chwili przez czujnik termometryczny (rys. III.1) następuje na skutek zmian właściwości fizycznych elementów elektronicznych zasilacza niezrównoważonego mostka pomiarowego w niezależnym procesie starzenia (część III, rozdział 1.2 warunek 1-a).



Tabela III.4. Warunki wiarygodnego miernictwa temperatury wykonywanego za pośrednictwem urządzeń termometrycznych automatycznych stacji meteorologicznych i zjawiska zniekształcające

Lp.	Warunki wiarygodnego miernictwa temperatury	Zjawiska zniekształcające
1.	Czujnik termorezystancyjny. Niezmiennność w czasie $t'$ charakterystyki czujnika termometrycznego Pt100: $R_T = R_0[1 + AT + BT^2] = f(t) = \text{const.}$	Powolny dryf charakterystyki czujnika w wyniku procesu starzenia (wpływ na wartość $a_{1T}$ i $b_1$ ).
2.	Niezmiennność w czasie $t'$ wartości natężenia prądu $I$ płynącego przez czujnik pomiarowy pracujący w układzie niezrównoważonego mostka pomiarowego: $I = I_k = f(t) = \text{const.}$	Powolne lub nagle zmiany natężenia prądu $I \neq I_k$ w procesie starzenia elementów i podzespołów elektronicznych wchodzących w skład zasilacza niezrównoważonego mostka pomiarowego, w tym na wartość składowej częstkowej ( $a_{1T}T$ ), w wyniku zmiany ilości ciepła Joule'a ( $\dot{P}R$ ) wydzielanego w czujniku (samopodgrzewanie). Praca z przerywanym zasilaniem mostka redukuje to zjawisko, lecz go nie eliminuje.
3.	Układ niezrównoważonego mostka pomiarowego Niezmiennność w czasie $t'$ wartości rezystancji $R_2, R_3$ i $R_4$ , tworzących ramiona mostka pomiarowego: $R_2 = f(t) = \text{const.}$ $R_3 = f(t) = \text{const.}$ $R_4 = f(t) = \text{const.}$	Powolne zmiany wartości rezystancji $R_2, R_3$ i $R_4$ w procesie starzenia materiałów, z których są wykonane (wpływ na wartość $a_T$ ) (część III, rozdział 1.2, 1.6).
4.	Układ pomiarowy Niezmiennność w czasie $t$ stosunku sygnałów wejście/wyjście: $U_{wej}/U_{wyj} = \text{const.}$	Powolny dryf w czasie $t'$ charakterystyki $U_{wej}/U_{wyj}$ w procesie starzenia elementów i podzespołów elektronicznych wchodzących w skład układu pomiarowego. Zmiana ilości ciepła Joule'a ( $\dot{P}R$ ) wydzielanego w układzie pomiarowym sygnałów analogowych (wpływ na wartość $a_{1T}$ i $b_1$ ) (część III, rozdział 1.2, 2).
5.	Wpływ zmiennych niezależnych: $V, RH, p, t'$ uczestniczących w kształtowaniu chwilowych warunków wymiany z otoczeniem ciepła Joule'a wytwarzanego w czujniku i układzie pomiarowym.	Wpływ na wartość $\Delta T_k = r_{s1}$ poprzez wartości składowych częstkowych zmiennych niezależnych wchodzących w skład równania regresji (60). Nieodwracalne, powolne zmiany współczynników regresji $a_i$ przy tych wyrazach są skutkiem procesu starzenia. Nagłe zmiany wartości współczynników regresji, z miesiąca na miesiąc, wynikają z awarii lub degradacji pomiarów wartości zmiennych niezależnych występujących w równaniu regresji wielokrotnej (60).

W kolejnych równaniach miesięcznych regresji wielokrotnych, obliczonych dla szeregów czasowych pięciu zmiennych niezależnych, mogą być porównywane wartości składowych częstkowych ( $a_T T$ ), jeśli spełnią warunek d) opisany w rozdziale 1.5.

Zjawiska zniekształcające warunki wiarygodnego miernictwa temperatury wykonywanego za pośrednictwem urządzeń termometrycznych automatycznych stacji meteorologicznych mogą być określane za pośrednictwem analizy wartości składowych częstkowych równania regresji wielokrotnej, o ile zachowany



zostanie warunek d) opisany w rozdziale 1.5. Wówczas, za pośrednictwem funkcji  $k_1 = f(t')$  mogą być monitorowane i oceniane: rodzaj, zmienne tempo w czasie i średnia roczna tendencja zmian nieodwracalnych, występujących w składowej cząstkowej ( $a_T \cdot T$ ) miesięcznych równań regresji wielokrotnej, głównie w wyniku niekontrolowanego rozwoju zjawiska samopodgrzewania czujnika termometrycznego.

Przykład wyników postępowania diagnostycznego, którego celem jest monitoring ww. zmian nieodwracalnych, przedstawiono na rys. III.13.

Jak wynika z rysunku III.13, jakość aproksymacji procesu zmian rzeczywistych równaniami regresji wielokrotnej zależy w głównej mierze od częstości próbkowania tego procesu. Trzy miesięczne okresy pomiarów porównawczych w ciągu roku to najmniejsza możliwa częstość, nie może być ona zredukowana do dwóch okresów. Lepsze przybliżenie przebiegu zachodzących zmian w czasie, a zatem i skuteczniejszy monitoring uszkodzeń i niesprawności czterech urządzeń pomiarowych automatycznej stacji meteorologicznej, zapewniłby program pomiarów porównawczych temperatury realizowany sześć razy w roku, tj. co drugi miesiąc. W opinii autora nie występuje potrzeba zagęszczania programu pomiarów porównawczych do dwunastu na rok.

Wiarygodność pomiaru temperatury  $T_a$  może być określona w oparciu o analizę przebiegu funkcji:

$$r_2 = (r_{s2} \pm r_{p2}) = f(T_a) \quad (63)$$

gdzie:  $r_{s2}$  – składowa systematyczna, wyznaczona z równania regresji wielokrotnej dla szeregu miesięcznego zmiennej zależnej  $r_2 = (T_a - T_w) = r_{s2} + r_{p2}$ .

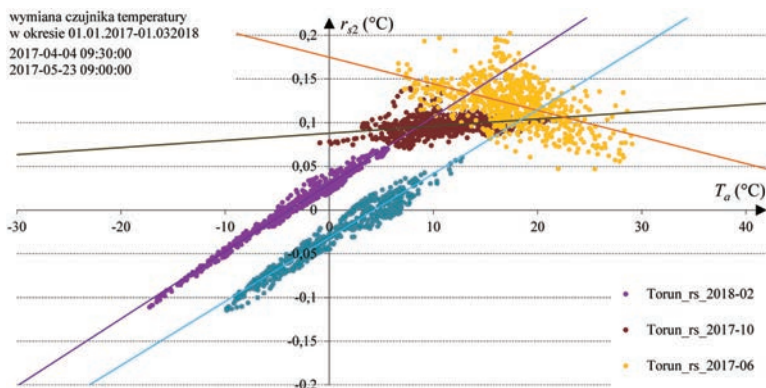
Składowe przypadkowe  $r_{p2}$  określa szereg reszt, jaki wynika po odjęciu składowej systematycznej  $r_{s2}$  od wartości chwilowej różnicy  $r_2$ .

$$r_{p2} = r_2 - r_{s2} \quad (64)$$

Należy jednak mieć na uwadze, że w przypadku różnicy  $r_2 = (T_a - T_w)$ , każda wartość chwilowa  $r_{p2}$  szeregu reszt jest sumą chwilowych wartości błędów przypadkowych  $(\pm r_p)_{T_a}$  urządzenia termometrycznego i  $(\pm r_p)_{T_w}$  odczytu wskazań urządzenia odniesienia (termometru stacyjnego), a także błędów grubych  $(\pm r_g)_{T_w}$  tych odczytów oraz różnicy błędów dynamicznych  $(\pm r_d)$ , jakie wystąpią w obydwu urządzeniach pomiarowych:

$$r_{p2} = (\pm r_p)_{T_a} + (\pm r_p)_{T_w} + (\pm r_g) + (\pm r_d) \quad (65)$$

Wyznaczenie z sumy reszt  $r_{p2}$  wartości chwilowego błędu przypadkowego urządzenia termometrycznego  $(\pm r_p)_{T_a}$  nie jest możliwe, ponieważ nie są znane warto-



Rys. III.13. Wyniki postępowania diagnostycznego; charakterystyka  $r_{s2}(T_a - T_w) = f(T_a)$  w Toruniu

ści pozostałych składowych sumy  $r_{p2}$ . W tym przypadku można jednak wykorzystać podobieństwo pomiarów  $T_a$  i  $T_{Rw}$ .

Pomiary chwilowych wartości oporności czujnika termometrycznego  $R_T$  i opornika wzorcowego  $R_w$  odbywają się synchronicznie, za pośrednictwem tego samego układu pomiarowego, którego właściwości nie ulegają zmianie w czasie przełączania z  $R_T$  na  $R_w$ , trwającego ułamek sekundy. Obydwa pomiary wykonywane są również w tych samych warunkach zewnętrznych ( $T$ ,  $V$ ,  $RH$ ,  $p$ ) i wewnętrznych ( $i^2R$ ). Zgodnie z zasadami miernictwa można założyć, że w tych warunkach obydwie pomiary obarczone są błędami przypadkowymi różnej wielkości, lecz z tego samego zakresu zmienności. Wartości chwilowe szeregu reszt  $\pm r_{p1}$  mogą być wyznaczone z równania regresji wielokrotnej dla synchronicznego, miesięcznego szeregu zmiennej zależnej  $r_1 = (T_{Rw} - 40) = r_{s1} + r_{p1}$ . Składowa  $r_{p1}$  określa aktualne wartości błędu przypadkowego, jakimi obarczone są wyniki pomiarów wartości  $T_{Rw}$  wykonane urządzeniem termometrycznym. Zmierzone po upływie ułamka sekundy, tym samym urządzeniem, wartości temperatury  $T_a$ , będą obarczone błędem przypadkowym z tego samego przedziału wartości. Można zatem przyjąć, że wartości ekstremalne z tego przedziału błędów przypadkowych  $r_{p1}$ , wraz z odpowiednimi wartościami systematycznymi  $r_{s1}$ , określają prawdopodobne wartości chwilowe błędu pomiaru, jakim obarczone są w rzeczywistości wskazania urządzenia termometrycznego w danym miesiącu.

Może być sporządzony wykres zespolony przebiegu trzech funkcji  $r_i = f(T)$  miesięcznych pozyskanych w ciągu roku w programie pomiarów porównawczych.

Miesięczna chmura danych  $r_2 = f(T)$ , tj. chwilowych sum składowych systematycznej  $r_{s2}$  i szeregu reszt  $r_{p2}$ , nie powinna przekraczać granic przedziału rozrzutu  $\pm 0,2^\circ\text{C}$  w całym zakresie pomiarowym ( $-30^\circ\text{C} \div +40^\circ\text{C}$ ), określonego w standardach WIGOS [WMO 2017]. Jak długo występuje taki stan rzeczy, wiarygodność pomiarów temperatury może być potwierdzona.

Przykład określenia wiarygodności szeregu danych i urządzenia pomiarowego:

1. Z szeregu obliczonych wartości  $r_{s2}$  i synchronicznych wartości  $T$  wyznaczane są wartości:

$$(r_{s2})_{max} = -0,08657; T_{r_{max}} = + 9,965$$

$$(r_{s2})_{min} = -0,14603; T_{r_{min}} = -10,902$$

2. Dla szeregu wartości  $r_{s2}$ , określonego z równania regresji wielokrotnej dla danego miesięcznego szeregu różnic  $r_2 = (T_a - T_w)$ , należy wyznaczyć równanie liniowe tendencji:

$$y'' = a''_T \cdot T + b''$$

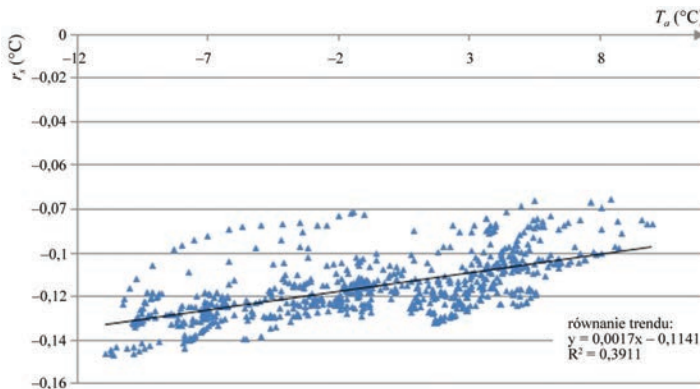
3. Dla wartości z p. 1. i 2. obliczane są wartości różnic ekstremalnych  $\Delta$ , jakie wystąpiłyby w analizowanym szeregu między jego wartościami a wartościami wyliczonymi z równania tendencji:

$$\Delta_{max} = |y_{max}| - |(r_{s1})_{max}| = 0,0971595 - 0,08657 = 0,0105895 \approx 0,0106$$

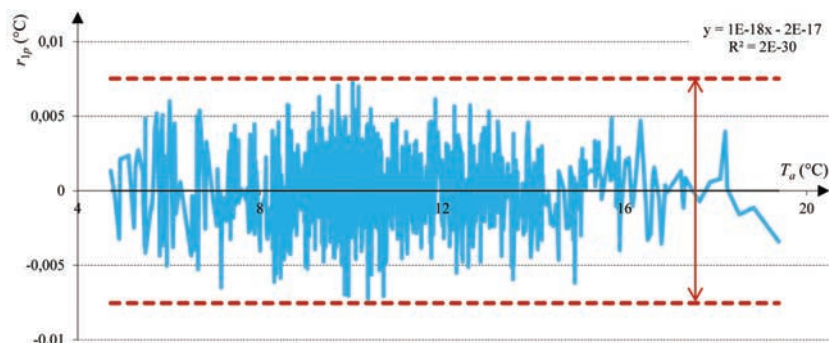
$$\Delta_{min} = |y_{min}| - |(r_{s1})_{min}| = 0,132633 - 0,14603 = -0,013397 \approx -0,0134$$

4. W przypadku, gdy rozkład  $r_{p2}$  spełnia warunek asymetrii  $\leq 2\%$  (część II, rozdział 5. i 6.), wartości szeregu  $r_{p2}$  mogą być wykorzystane do określania wartości błędu przypadkowego  $\pm\Delta_p$ , jakimi w rzeczywistości obarczone są wartości pomiarów  $T_w$  i  $T_a$ . Z szeregu obliczonych wartości  $r_{p2}$  i synchronicznych wartości  $T$  wyznaczane jest równanie liniowe tendencji.

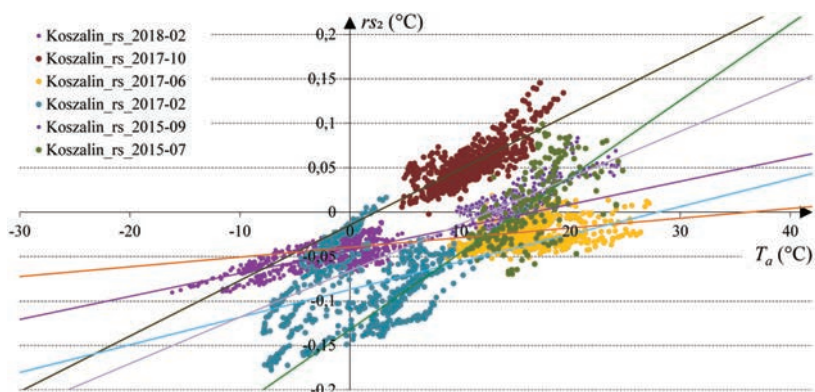
Jeżeli ma ono postać, w której wartości  $a \approx 0$  oraz  $b \approx 0$ , to wartości ekstremalne błędu przypadkowego z danego miesiąca mogą być wyznaczone bezpośrednio z szeregu czasowego danych, po jego posortowaniu (rys. III.15).



Rys. III.14. Szereg  $r_s = f(T)$  z równaniem liniowym tendencji, z którego obliczane są wartości:  
 $y_{max} = 0,0017 \cdot 9,965 - 0,1141 = -0,0971595$ ;  $y_{min} = 0,0017 \cdot (-10,902) - 0,1141 = -0,132633$



Rys. III.15. Wykres wartości  $r_{p1} = f(T_a)$ ; Koszalin, październik 2017



Rys. III.16. Określenie wiarygodności miesięcznych szeregów danych i wiarygodności urządzenia termometrycznego na przykładzie stacji Koszalin

Wartość błędu przypadkowego w całym zakresie wartości  $T_a$  (4,7-19,4°C) wyniesie  $\Delta r_p \leq \pm 0,008^\circ\text{C}$ .

UWAGA: pojęcie *wiarygodność* może być odniesione zarówno do narzędzia pomiarowego, jak i do szeregu zmierzonych nim danych. W każdym przypadku ma jednak inne znaczenie. W pierwszym określa właściwość narzędzia pomiarowego, odnosi się do jego zakresu pomiarowego i oznacza, że dokładność pomiaru w całym jego zakresie pomiarowym jest lepsza lub równa dokładności wymaganej odnośnym standardem, np. WIGOS.

W drugim przypadku określa właściwość szeregu pomiarowego, odnosi się do zakresu zmierzonych danych i oznacza, że dokładność pomiaru w zakresie tego szeregu danych była lepsza lub równa dokładności wymaganej odnośnym standardem, np. WIGOS.

Z powyższego wynika, że w tym samym przypadku z urządzenia pomiarowego, które w danym miesiącu jest już niewiarygodne, mogą być jeszcze pozyskane wiarygodne dane, tak jak to pokazano na rys. III.16. Z przedstawionych danych wynika, że szeregi danych z wszystkich analizowanych miesięcy są wiarygodne, natomiast urządzenie termometryczne jako narzędzie pomiarowe było wiarygodne jedynie w czerwcu 2017 r. Gdyby w tym miesiącu zdarzyły się temperatury o wartościach ekstremalnych z zakresu pomiarowego, byłyby zarejestrowane wiarygodnie. W pozostałych miesiącach, we współpracy z innymi czujnikami typu Pt-100, w każdym przypadku charakterystyki wychodziły w końcowych odcinkach poza przedział dopuszczalnych błędów, w obszarach górnym lub dolnym zakresu pomiarowego.

## 2.4. Zjawisko samopodgrzewania czujnika termometrycznego

Postępowanie analityczne, którego celem jest kontrola stopnia i tempa rozwoju zjawiska samopodgrzewania czujnika termometrycznego, powinno być zrealizowane przy wykorzystaniu równania regresji wielokrotnej z rozdziału 1.3, typu (15). Postępowanie tego typu wymaga dodatkowych przeliczeń dla spełnienia warunku porównywalności.

W postępowaniu analitycznym zjawiska samopodgrzewania czujnika termometrycznego, może być wykorzystane następujące rozumowanie.

W okresie początkowym eksploatacji urządzenia termometrycznego różnica pomiarów porównawczych wyniesie:

$$r = (T_a - T_w) = [T_{rz} + (\Delta T)_k + (\Delta T)_{pa}] - [T_{rz} \pm (\Delta T)_{pw} + (\Delta T)_g] \quad (66)$$

$$r = r_s + r_p = +(\Delta T)_k + [\pm(\Delta T)_{pa} \pm (\Delta T)_{pw} \pm (\Delta T)_g] \quad (67)$$

gdzie:  $(\Delta T)_{pw}$  – różnica przypadkowa pomiaru temperatury wynikająca z błędu przypadkowego odczytu wskazań termometru stacyjnego;  $(\Delta T)_g$  – błąd grubo odczytu temperatury;  $T_{rz}$  – temperatura rzeczywista powietrza, mierzona za pośrednictwem czujnika Pt-100. Dla uproszczenia założono, że charakterystyka  $R = f(T)$  ma postać standardową, określoną równaniem Callendara-Van Dusen (Różdżyński 1995);  $(\Delta T)_k$  – różnica systematyczna pomiaru temperatury, spowodowana zjawiskiem samopodgrzewania czujnika termometrycznego Pt-100 prądem pomiarowym  $I = I_k$ , konstrukcyjnie dobranym na poziomie minimalnym:

$$(\Delta T)_k = f(I_k^2 \cdot R) \quad (68)$$

gdzie:  $R = f(T)$ ,  $I_k = f(t') = \text{const}$ .

$$I_k^2 R(T_{min}) \leq (\Delta T)_k \leq I_k^2 R(T_{max}) \quad (69)$$

zwykle:  $-(0,01 \div 0,03)^\circ\text{C} \leq (\Delta T)_k \leq +(0,01 \div 0,03)^\circ\text{C}$

$(\Delta T)_{pa}$  – różnica przypadkowa pomiaru temperatury spowodowana sumą chwilowych wpływów czynników losowych występujących w urządzeniu termometrycznym.

Po upływie nieokreślonego, lecz indywidualnie zróżnicowanego czasu pracy urządzenia termometrycznego w warunkach polowych, jego wskazania zaczynają się odkształcać od wartości należnych, a stan ten można określić równaniem o postaci:

$$T_a = T_{rz} + (\Delta T)_k + (\Delta T)_{sg} \pm (\Delta T)_{pa} \quad (70)$$

gdzie:  $T_{rz}$ ,  $(\Delta T)_k$ ,  $(\Delta T)_{pa}$  – j.w.;  $(\Delta T)_{sg}$  – dodatkowa różnica systematyczna pomiaru temperatury, spowodowana zjawiskiem samopodgrzewania czujnika Pt-100 różnicą prądów  $(I - I_k)$ , gdzie  $I$  – rzeczywista wartość natężenia prądu płynącego w chwili pomiaru przez czujnik pomiarowy, na skutek zmian, jakie wystąpiły w układzie zasilacza niezrównoważonego mostka pomiarowego, w procesie starzenia.

W tych warunkach różnica pomiarów porównawczych wyniesie:

$$r = (T_a - T_w) = [T_{rz} + (\Delta T)_k + (\Delta T)_{sg} + (\Delta T)_{pa}] - [T_{rz} \pm (\Delta T)_{pw} + (\Delta T)_g] \quad (71)$$

$$r = [+(\Delta T)_k + (\Delta T)_{sg}] + [\pm(\Delta T)_{pa} \pm (\Delta T)_{pw} \pm (\Delta T)_g] = r_s + r_p \quad (72)$$

Podobnie jak w poprzednim przypadku, szereg wartości chwilowych różnicy  $r$ , w składzie których wystąpi wartość  $[(\Delta T)_k + (\Delta T)_{sg}]$ , może być aproksymowany równaniem regresji liniowym, jak długo wartość  $[(\Delta T)_k + (\Delta T)_{sg}] = r_s = \text{const.}$ , tj. nie zmienia się w ciągu okresu analizowanego (np. miesięcznego). Natomiast gdyby składowa  $r_s$  zmieniła swoją wartość w okresie analizowanym, szereg rzeczywistych różnic  $r$  powinien być aproksymowany równaniem nieliniowym. Znaczące zmiany natężenia prądu  $I$ , występujące w ciągu miesiąca, widoczne w zmianach wartości  $a_T$ , świadczą o mocno zaawansowanym procesie degradacji zasilacza stabilizowanego.

Powyższe ustalenia są istotne w przypadku równania regresji wielokrotnego, w którym występują identyczne zależności w wartości składowej cząstkowej  $y_{a1}$ :

$$y_{a1} = a_T \cdot (T_a + \Delta T_{sp}) \quad (73)$$

gdzie:  $T_a$  – składowa odwracalna, występująca pod postacią temperatury otoczenia, od której zależna jest temperatura pracy urządzeń elektronicznych, w tym

zasilacza. Jej wpływy powinny być w całości skompensowane w wyniku ciągłej, automatycznej korekty wpływów temperatury, wprowadzanych przez wbudowany układ kompensacyjny (termistor). Skuteczność tego układu ulega jednak degradacji w czasie w wyniku zmian jego właściwości fizycznych w procesie starzenia. Dlatego powstaje systematyczna różnica  $a_T \cdot T_a$  – narastająca w czasie i zmieniająca się wraz z temperaturą środowiska pracy zasilacza; Natomiast  $\Delta T_{sp}$  to składowa nieodwracalna, występująca w efekcie samopodgrzewania czujnika pomiarowego Pt-100 ciepłem Joule’a wydzielanym przez prąd zasilający mostek pomiarowy. Natężenie tego prądu powinno być utrzymane na stałym, konstrukcyjnym poziomie – wówczas efekt samopodgrzewania jest pomijalnie mały. Ten stan rzeczy z czasem ulega jednak degradacji w wyniku zmian właściwości fizycznych zasilacza stabilizowanego w procesie jego starzenia, który realizuje się niezależnie od procesu starzenia deformującego składową  $T_a$ . Jest to przyczyną pojawienia się obu wymienionych wyżej składowych w różnym czasie od chwili wykonania narzędzia pomiarowego.

W pomiarach porównawczych, na wzrosty i spadki temperatury powietrza  $T$ , oba urządzenia, tj. czujnik termometryczny Pt-100 ( $T_a$ ) i termometr stacyjny ( $T_w$ ), zareagują jednakowo, ponieważ umieszczone są blisko siebie, we wspólnej osłonie radiacyjnej (klatce meteorologicznej). Zapewnia ona wyrównaną temperaturę ośrodka i nie wytwarza stałych, wewnętrznych gradientów pola temperatury, które z kolei mogłyby być odpowiedzialne za utrzymywanie stałych różnic temperatury. Zatem, jeśli między wskazaniem  $T_a$  urządzenia termometrycznego stacji automatycznej a  $T_w$  termometru stacyjnego wystąpią różnice dodatnie, których wartości będą zależne od temperatury, to ich przyczyną może być wyłącznie zjawisko samopodgrzewania czujnika pomiarowego.

Rozwój zjawiska samopodgrzewania czujnika pomiarowego uwidacznia się w nieliniowości charakterystyki miesięcznej i wynika ze względnie szybkich zmian natężenia prądu  $I$ , zasilającego niezrównoważony mostek pomiarowy. W przybliżeniu może to być objaśnione następująco:

Na początku miesiąca wartość natężenia prądu wynosi  $I_k$ , natomiast pod koniec –  $I_k + \Delta I$ , niezależnie od zmian temperatury (gdzie  $I$  – wartość natężenia prądu zgodna z wartością konstrukcyjną ograniczającą samopodgrzewanie do wartości.  $\Delta_{sp} = 1/3 \Delta_T$ ,  $R$  – rezystancja czujnika pomiarowego w temperaturze  $T$ ).

Suma składowych występujących w wyrażeniu  $y_{a1}$  (73) na początku miesiąca wyniesie:

$$(y_{a1})_p = a_T \cdot [T + \Delta T_{sp}] = a_T \cdot [T + f(I_k^2 \cdot R)] = a_T [T + kI_k^2 \cdot R] \quad (74)$$

natomiast pod koniec:



$$(y_{a1})_k = a_T [T + \Delta T_{sp}] = a_T [T + f(I_k + \Delta I)^2 \cdot R] = a_T [T + k(I_k^2 + 2I_k \Delta I + \Delta I^2) \cdot R] = \quad (75)$$

$$a_T [T + kI_k^2 \cdot R] + a_T kR \cdot [2I_k \Delta I + \Delta I^2]$$

Różnica wartości  $(y_{a1})$  na początku i na końcu miesiąca, przy tej samej wartości  $T$ , wyniesie:

$$(y_{a1})_k - (y_{a1})_p = aT \cdot [2kI_k \Delta I \cdot R + k\Delta I^2 \cdot R] = aT \cdot kR \cdot [2I_k \Delta I + \Delta I^2] \quad (76)$$

Jak wynika z przytoczonych obliczeń, przyrost liniowy natężenia prądu o wartości  $\Delta I$  wywołuje nieliniowy przyrost składowej cząstkowej  $(y_{a1})$ . Różnica wartości  $(y_{a1})$  jest proporcjonalna do przyrostu ilości ciepła Joule'a określonego równaniem (76).

Wyrażenie (76) określa nie tylko wzrost temperatury, o którą zmienia się wskazania czujnika Pt-100 na skutek wzrostu samopodgrzewania, ale i zmianę charakteru tego przyrostu z liniowego na początku miesiąca (gdy przyrost temperatury  $kI^2 R \approx 0$ ) na nieliniowy na jego końcu. W pierwszym członie nastąpi wzrost temperatury w proporcji podwojonego iloczynu wartości prądu, wartości przyrostu prądu oraz wartości rezystancji czujnika  $R$  w tej podwyższonej temperaturze. W drugim będzie miało miejsce dodatkowe podwyższenie o iloczyn kwadratu przyrostu prądu i wartości rezystancji czujnika  $R$  w podwyższonej temperaturze.

Jak wynika z powyższego, proces samopodgrzewania jest niezależny od zmian  $T$ , nieodwracalny (ponieważ zmiany  $\Delta I$  są w tendencji jednokierunkowe, a w chwilowych wartościach mogą wykazywać pewną zmienność wokół tej tendencji) i odkształca charakterystykę określoną równaniem regresji wielokrotnej w sposób nieliniowy. Odkształcenie to jest tym większe, im większa jest różnica  $\Delta I = (I - I_k)$ , a wraz z nią błąd od samopodgrzewania.

Zmiana charakteru równania regresji aproksymującego szereg wartości  $(r_s + kI) = f(T)$  z liniowego na nieliniowy jest jednoznacznym symptomem wzrostu zjawiska samopodgrzewania czujnika pomiarowego, zaś zwyżka współczynnika kierunkowego  $a_T$  sygnalizuje wzrost podatności czujnika pomiarowego na sumę wpływów: od temperatury otoczenia  $T$  oraz od zjawiska samopodgrzewania.

Ta rzeczwiśta, aktualna charakterystyka nieliniowa urządzenia termometrycznego, w postępowaniu regresji wielokrotnej metodą najmniejszych kwadratów, aproksymowana związkami liniowymi, pozostawia szcążtkowe różnice wynikające z opisanej różnicy charakterów, które w postępowaniu analityczno-obliczeniowym regresji wielokrotnej zaliczane są automatycznie do reszt. Jest to jedna z przyczyn tworzenia się asymetrii rozkładu reszt,



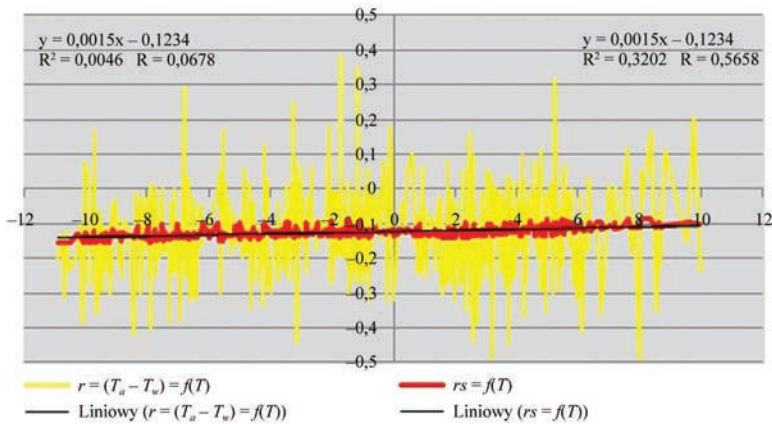
która wskazuje na potrzebę oddzielenia w dodatkowym postępowaniu szacunkowych składowych systematycznych  $r_s$  od szeregu reszt  $r_p$  i przeniesienia do szeregu wartości składowej systematycznej (przewidywanych  $y$ ). Służy temu postępowanie korekcyjne reszt (rozdział 6).

Opisaną sytuację na wykresie  $y = f(T)$  identyfikuje dodatnia tendencja szeregu miesięcznego danych. Tendencja równa lub bliska zero oznacza, że zjawisko samopodgrzewania jeszcze się nie wykształciło, charakterystyka rzeczywista  $r_s = f(T)$  pokrywa się z charakterystyką należną lub jest jej bardzo bliska i urządzenie termometryczne pracuje wiarygodnie. Przesunięcie równoległe charakterystyki roboczej urządzenia wzdłuż osi rzędnych (dryf) może wynikać z niewłaściwego ustawienia zera przetwornika analogowo-cyfrowego, z odstępiania od obowiązku uwzględnienia poprawek na charakterystykę czujnika pomiarowego, określonych przez akredytowane laboratorium wzorcownicze lub z procesu starzenia urządzenia termometrycznego (jednostajny dryf miesięczny w skali roku).

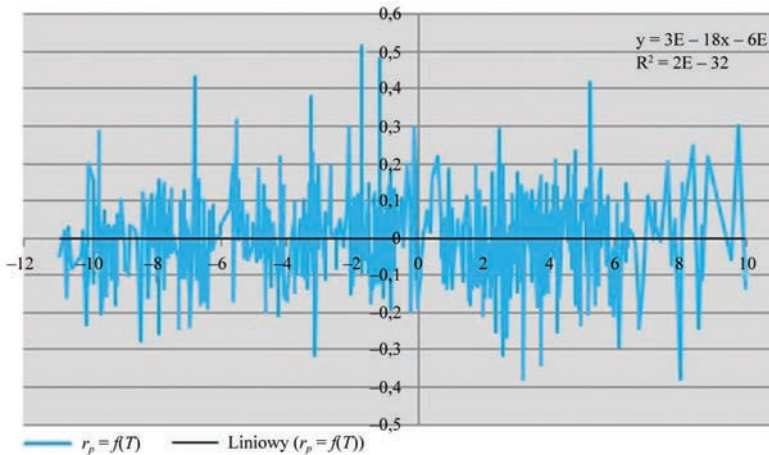
Sytuację taką przedstawiono na rys. III.17. Miesięczny szereg różnic  $r = (T_a - T_w)$ , zaznaczony kolorem żółtym, wykazuje charakterystyczny rozrzut wartości w przedziale  $\pm 0,5^\circ\text{C}$ , spowodowany błędami przypadkowymi i grubymi odczytu wskazań termometru stacyjnego ( $R = 0,0678$ ). Miesięczny szereg wartości składowej systematycznej  $r_s$  ( $R = 0,5658$ ), zaznaczony kolorem czerwonym, mieści się w przedziale rozrzutu mniejszym od  $|\pm 0,03^\circ\text{C}|$ , tak jak to powinno być w przypadku elektronicznego urządzenia pomiarowego. Szereg ten jest przesunięty o wartość  $-0,12^\circ\text{C}$ , co wynika z wadliwego ustawienia zera przetwornika analogowo-cyfrowego. Wykazuje także nieznaczną dodatnią tendencję miesięczną rzędu  $+0,07^\circ\text{C}$ , potwierdzoną równaniem liniowym tendencji przy  $a > 0$ , które informuje, że jest ona skutkiem zjawiska samopodgrzewania czujnika Pt-100, a właściwie że wystąpiło nieznaczne upośledzenie funkcji stabilizującej wartość napięcia lub prądu zasilających układ niezrównoważonego mostka pomiarowego.

Szereg reszt  $r_p$  ma charakter przypadkowy, co potwierdza równanie liniowe zerowej tendencji.

Teoretycznie, w zastosowanym równaniu regresji wielokrotnej, opisującym właściwości fabrycznie nowego urządzenia pomiarowego, wszystkie współczynniki kierunkowe  $a = 0$ , ponieważ ich wpływ na wskazania urządzenia pomiarowego muszą być konstrukcyjnie skompensowane, np. w wyniku zastosowania układu kompensującego automatycznie wpływy dominującego parametru fizycznego, jakim jest temperatura otoczenia  $T$ . W przeciwnym razie urządzenie pomiarowe byłoby niewiarygodne. Natomiast wartość wyrazu wolnego „ $b$ ” nie musi być równa zero, ponieważ wyraża ona  $z$  n a n a , s t a ł a w a r t o ś ć p o p r a w k i n a p r e s u n i ę c i e z e r a , o b o w i ą z u j ą c ą w c a ł y m z a k r e s i e p o m i a r o w y m p r z y r z ą d u p o m i a r o w e g o l u b



Rys. III.17. Miesięczne szeregi różnic  $r = (T_a - T_w) = f(T)$  i składowej systematycznej  $r_s = f(T)$ ; Chojnice, luty 2017



Rys. III.18. Miesięczny szereg różnic składowej przypadkowej  $r_p = f(T)$ . Chojnice, luty 2017

zespół poprawek odniesionych do zakresu pomiarowego czujnika termometrycznego w warunkach akredytowanego laboratorium wzorcowniczego (CLAP).

Przez pewien bliżej nieokreślony i nieprzewidywalny czas od momentu wyprodukowania, narzędzie pomiarowe zachowuje wiarygodność wskazań, czego jednoznacznym dowodem jest przewidywane  $y = r_s = 0$ . Po jego upływie proces starzenia na tyle zmienia pierwotne, konstrukcyjne parametry techniczne urządzenia pomiarowego, że skutki zaczynają być widoczne w postaci stopniowo narastających wartości współczynników kierunkowych  $a_x \neq 0$  równań regresji. Narastanie to sygnalizuje, że urządzenie pomiarowe stało się również podatne na wpływy pośrednie temperatury oraz systematyczne czynniki innych od mierzonego (tj. temperatury otoczenia  $T_a$ ). Dla miernictwa meteorologicznego, które ma być wykonywane

w standardach WIGOS, okres ten wymaga kontroli w trybie operacyjnym procesu zmian zachodzących w urządzeniu termometrycznym automatycznych stacji meteorologicznych.

Wartości systematycznych składowych cząstkowych występujących w równaniu regresji wielokrotnej jw., mające postać iloczynów, mogą się zmieniać z trzech powodów:

- a) stopniowej zmiany wartości współczynnika kierunkowego „ $a$ ” równania regresji cząstkowego, co może być spowodowane stopniowym wzrostem podatności urządzenia pomiarowego na wpływy określonego parametru fizycznego zewnętrznego jako skutku procesu starzenia,
- b) zmiany charakterystyki czujnika pomiarowego, za pomocą którego określana jest wartość mierzonego parametru fizycznego, występującego w charakterze zmiennej niezależnej, uczestniczącej czynnie w kształtowaniu chwilowych warunków wymiany z otoczeniem ciepła Joule’a wytwarzanego w układzie, czujniku pomiarowym lub stabilizowanym zasilaczu układu pomiarowego,
- c) w którym wystąpiły zmiany jego parametrów konstrukcyjnych,
- d) z obu ww. przyczyn, występujących równocześnie.

Właściwości te mogą być wykorzystane w programie diagnostyki stanu technicznego czujników pomiarowych ( $T$ ,  $V$ ,  $RH$  i  $p$ ).

## **2.5. Analiza zmienności innych składowych cząstkowych $a_i X_i$ . Wiarygodność pomiaru prędkości wiatru, wilgotności powietrza i ciśnienia atmosferycznego**

Wiarygodność pomiarów wielkości innych od temperatury, mierzonych przez urządzenia pomiarowe automatycznych stacji meteorologicznych, takich jak prędkość wiatru ( $V$ ), wilgotność względna powietrza ( $RH$ ) i ciśnienie atmosferyczne ( $p$ ) nie może być zweryfikowana pomiarem porównawczym, wykonanym za pośrednictwem fizycznych wzorców polowych wymienionych wielkości, ponieważ:

- ich masowe, równoczesne zastosowanie na licznych stacjach byłoby związane z dużymi kosztami, np. w przypadku aspiracyjnego psychrometru wzorcowego WMO;
- zostały one wycofane z użytkowania, tak jak to ma miejsce w przypadku fizycznych wzorców ciśnienia, tj. inspektorskich barometrów rtęciowych;
- nie zostały one określone przez WMO (prędkość wiatru).

W tych przypadkach mogą być zrealizowane zwykłe pomiary porównawcze między elektronicznym urządzeniem pomiarowym określonej wielkości meteorologicznej i odnośnym urządzeniem pomiarowym działającym w całości wyłącznie na znanej i ściśle określonej zasadzie fizycznej. Celem tego postępowania jest

wykluczenie możliwości obarczenia wskazań urządzenia odniesienia błędami systematycznymi nieznanymi, wynikającymi z pojawienia się, w długim okresie ekspozycji polowej, nieznannej i nieokreślonej podatności na wpływy innych zmiennych niezależnych. W przypadku wilgotności względnej funkcję urządzenia odniesienia może pełnić np. psychrometr aspiracyjny Assmanna, a w przypadku prędkości wiatru – najwyższej klasy anemometr czasowy. Określone w takich pomiarach porównawczych wartości różnic ( $X_a - X_w$ ) nie będą bardzo dokładne, lecz umożliwią detekcję, identyfikację i określenie przybliżonej amplitudy zmian systematycznych zachodzących w charakterystykach elektronicznych urządzeń pomiarowych.

W opracowanym postępowaniu analityczno-obliczeniowym regresji wielokrotnej zastosowanym do szeregów czasowych różnic ( $T_a - T_w$ ), analiza zmienności składowych cząstkowych ( $a_i X_i$ ), innych od składowej ( $a_T T$ ), stwarza pewne możliwości wnioskowania pośredniego o pojawieniu się nieprawidłowości w pomiarach prędkości wiatru, wilgotności powietrza i ciśnienia atmosferycznego wykonywanych przez inne urządzenia pomiarowe automatycznych stacji meteorologicznych. Wartość współczynników kierunkowych składowych cząstkowych, pochodnych ( $V, RH, p$ ), występujących w równaniu regresji wielokrotnej urządzenia termometrycznego, może bowiem wzrosnąć z dwóch powodów:

1. w następstwie wzrostu wartości  $a_T$ , jako wzrost skojarzony,
2. w wyniku zmiany wartości  $a_x$  we własnej charakterystyce  $y_x = a_x \cdot x + b_x$ .

Może to być wykorzystane np. do organizacji ukierunkowanych interwencji zespołów serwisu technicznego systemu pomiarowego celem wykonania na miejscu krótkich serii pomiarów porównawczych przy użyciu przyrządów kontrolnych oraz niezbędnych prac dla przywrócenia wiarygodności pomiarów.

Metoda detekcji i określania takich przypadków, których przyczyną może być awaria lub dysfunkcja odnośnego urządzenia pomiarowego, innego od urządzenia termometrycznego automatycznej stacji meteorologicznej, oparta jest na obserwacji koincydencji określonych zjawisk, sygnalizowanych postacią równań regresji wielokrotnej, obliczonych dla kolejnych miesięcy. Przypadek taki może wystąpić, jeżeli z dwóch równań regresji wielokrotnej, obliczonych dla urządzenia pomiarowego wynika, że:

- wartość współczynnika regresji  $a_T$  przy składowej systematycznej ( $a_T T$ ) nie uległa zmianie, co oznacza, że podatność czujnika termometrycznego na wpływy temperatury się nie zmieniła i nie może być przyczyną wzrostu wartości  $r_s$ , a tym samym proces wymiany z otoczeniem nadmiernego ciepła Joule'a wytworzonego w czujniku termometrycznym powinien się odbywać w sposób analogiczny do tego, jaki dochodził do skutku w poprzednim miesiącu;
- współczynniki regresji pozostałych zmiennych niezależnych powinny zachować wartości zbliżone do tych, jakie wystąpiły w poprzednim miesiącu.

Jeżeli tak nie jest, to przyczyną istotnej zmiany wartości współczynnika regresji występującego przy dowolnej składowej cząstkowej pochodnej, może być wadliwe działanie urządzenia do pomiaru wartości odnośnej zmiennej niezależnej, występującej w równaniu regresji wielokrotnej. Należy jednak pamiętać, że opisane porównanie składowych cząstkowych z równań regresji dla różnych miesięcy powinno się odbywać z zachowaniem warunków opisanych w rozdziale 1.5.

W tym miejscu, dla lepszego objaśnienia dalszych treści, należy przypomnieć dwie proste prawidłowości:

- bezpośrednio porównywane między sobą mogą być wszystkie wartości składowych systematycznych różnicy  $r = (T_a - T_w)$ , zarówno w postaci sumy  $y$  i jej charakterystyk miesięcznych:

$$y = (a_T \cdot T) + (a_V \cdot V) + (a_{RH} \cdot RH) + (a_p \cdot p) + (a_t \cdot t) + b = f(T) \quad (77)$$

jak i w postaci wartości indywidualnych składowych cząstkowych ( $a_x \cdot X$ ) i ich charakterystyk miesięcznych, również z różnych równań wyznaczonych dla różnych miesięcy.

- porównanie samych współczynników regresji  $a_x$  między sobą w tym samym równaniu regresji lub w różnych równaniach wyznaczonych dla różnych okresów wymaga przeliczenia z zachowaniem warunków opisanych w części III, rozdziale 1.4.

Zachodzi również potrzeba odróżnienia specyficznych zmian charakterystyk składowych cząstkowych zachodzących pod wpływem różnych zjawisk.

Zmiany składowej cząstkowej ( $a_T \cdot T$ ) w równaniach regresji wielokrotnej z kolejnych okresów porównywanych występują z dwóch powodów. Pierwszym z nich są zmiany parametrów konstrukcyjnych (tj. określonych przez producenta) urządzenia pomiarowego, w tym wartości natężenia prądu płynącego przez czujnik termometryczny pracujący w układzie mostka niezrównoważonego lub potencjometrycznym, co wynika z niestabilności źródła napięcia lub prądu zasilającego ten układ. Są to zmiany zachodzące indywidualnie, najczęściej ze znaczną prędkością, będące główną przyczyną utraty wiarygodności pomiarów, między innymi temperatury. Drugą przyczyną są zmiany w czasie charakterystyki  $R = f(T)$  czujnika termometrycznego. Są to zmiany przewidywalne, zachodzące w sposób porównywalny w danej serii urządzeń, z małą prędkością rzędu  $0,1^\circ\text{C}/\text{rok} = 0,00833^\circ\text{C}/\text{miesiąc}$  – pomijalne w porównaniu ze skalą zmian występujących w zjawisku mikrozmienności charakterystyk wejścia/wyjścia urządzeń termometrycznych automatycznych stacji meteorologicznych.

Składowa cząstkowa ( $a_T \cdot T$ ) w warunkach bezawaryjnej pracy pozostałych urządzeń pomiarowych automatycznej stacji meteorologicznej i przy normalnym przebiegu procesu starzenia jest składową dominującą w równaniu regresji wielokrotnej, ze względu na swój źródłowy charakter. Każdy wzrost wartości składowej cząstkowej ( $a_T \cdot T$ ) spowoduje proporcjonalne zmiany we współczynnikach regresji przy pozostałych zmiennych, z wyjątkiem składowej czasu ( $a_t \cdot t$ ). Zmiany składowych cząstkowych ( $a_V \cdot V$ ), ( $a_{RH} \cdot RH$ ) oraz ( $a_p \cdot p$ ) mają charakter pochodny i, jak już wspomniano, pojawiają się w związku z nadmierną ilością ciepła Joule'a wydzielanego w czujniku termometrycznym. W tych warunkach zaczynają bowiem zaznaczać swój wpływ właściwości fizyczne atmosfery uczestniczące w kształtowaniu warunków wymiany z otoczeniem tego nadmiernego ciepła. Wpływy te przejawiają się na ogół nieznacznym odchyleniem charakterystyk składowych cząstkowych od charakterystyki należnej. Postać równania cząstkowego w funkcji temperatury  $y = (ax \cdot X + b) = f(T)$  musi zagwarantować przejście charakterystyki przez początek układu współrzędnych prostokątnych, ponieważ dla wartości  $T = 0$  lub w jej pobliżu ustają wszelkie wpływy pochodne. Właściwości te są ważną cechą rozpoznawczą, pozwalającą rozróżnić zmiany pochodne od awaryjnych (dysfunkcji), które w automatycznych stacjach meteorologicznych występują w urządzeniach zewnętrznych, mierzących inne wielkości fizyczne występujące w postaci zmiennych niezależnych w równaniach regresji wielokrotnej urządzenia termometrycznego.

Zatem jeżeli pojawi się postać charakterystyki składowej cząstkowej ( $a_V \cdot V$ ), ( $a_{RH} \cdot RH$ ) lub ( $a_p \cdot p$ ), która nie pokrywa się z charakterystyką należną i nie spełnia wymienionych kryteriów, lecz wykazuje określoną zależność od temperatury (dryf lub mikrozmienność), to oznacza to, że jej deformację spowodowały inne przyczyny niż przedstawione powyżej. Właściwości te mogą być wykorzystane do detekcji niesprawności urządzeń mierzących wartości ww. zmiennych niezależnych.

Znacząca zmiana wartości współczynnika regresji lub wyrazu wolnego występujących w równaniu pojedynczej składowej wynika zawsze ze zmian podatności urządzenia pomiarowego na wpływy określonej wielkości fizycznej.

W przypadku analizowanej różnicy  $r = (T_a - T_w)$ , gdyby oba urządzenia pomiarowe (urządzenie termometryczne badane i wzorcowe) zachowywały spójność pomiarową z wzorcem państwowym, różnica ich wskazań  $r$  byłaby zawsze równa 0, a charakterystyka robocza  $r = f(T)$  – tożsama z charakterystyką należną i wszelkie badania tej różnicy byłyby zbędne. Taki przypadek może jednak wystąpić jedynie w rozważaniach teoretycznych. W praktyce połowych pomiarów meteorologicznych stan  $r = 0$  może być zachowany w stosunkowo krótkim okresie. Przyczyną wspomnianych zmian, występujących w określonym miesięcznym szeregu czasowym danych, mogą być w głównej mierze:



- w odniesieniu do wartości  $T_w$  – błędy odczytu wskazań, które w większości przypadków mają charakter przypadkowy, a więc obarczać będą pojedyncze odczyty, a szeregi czasowe danych – nieregularnie. Błędy odczytu o dużej wartości i błędy znaku mogą być w szeregu czasowym w łatwy sposób odnalezione i indywidualnie wyeliminowane lub skorygowane.

W szeregach czasowych danych pozostaną zatem błędy odczytu o niewielkiej wartości, które powinny zachowywać charakter przypadkowy. Od ich modułu i rozkładu widmowego zależy dokładność określenia poszukiwanych związków przyczynowo- skutkowych. Błędy o charakterze systematycznym w odczytach wartości  $T_w$  nie występują. Wyjątek stanowią te, które wynikają z przyzwyczajenia niektórych obserwatorów do zaokrąglania odczytów zawsze w górę lub zawsze w dół, do najbliższej podziałki skali. Są to jednak błędy małe w skali zjawiska mikrozmienności charakterystyki wejścia/wyjścia urządzenia pomiarowego i mogą być pominięte. Wynika stąd, że w każdym postępowaniu analityczno-obliczeniowym, opartym na wykorzystaniu metody statystycznej regresji wielokrotnej, należy dołożyć wszelkich starań dla kontrolowania w analizowanym szeregu czasowym danych jakości rozczłonkowania różnicy  $r = (T_a - T_w) = r_s + r_p$  na składowe systematyczną  $r_s$  i przypadkową  $r_p$ . Może to być osiągnięte np. w postępowaniu analitycznym asymetrii rozkładu reszt.

- w odniesieniu do wartości  $T_a$  – w miernictwie meteorologicznym błędy pomiaru jakiegokolwiek wielkości fizycznej automatycznym urządzeniem pomiarowym mogą mieć charakter przypadkowy lub systematyczny (błędy znane lub nieznanne). Błędy przypadkowe automatycznego urządzenia termometrycznego są na ogół bardzo małe (rzędu  $0,03^\circ\text{C}$ ). Błędy systematyczne znane określane są w regularnych odstępach czasu w Centralnym Laboratorium Aparatury Pomiarowej w Warszawie w postaci poprawek do charakterystyk czujników termometrycznych. Należy je wprowadzać za pośrednictwem oprogramowania automatycznych stacji meteorologicznych wraz z wymienianym czujnikiem. Przyczyną zmienności tych błędów w czasie jest powolny proces starzenia termorezystorów. Błędy systematyczne nieznanne pojawiają się w wyniku procesu ciągłego starzenia elementów, podzespołów i układów elektronicznych urządzeń pomiarowych. Mogą być określane w trybie off-line w odniesieniu do miesięcznych szeregów czasowych, w wyniku zastosowania opracowanego postępowania analityczno-obliczeniowego regresji wielokrotnej.

Błędy systematyczne nieznanne obarczają regularnie wszystkie pomiary w danym szeregu czasowym danych, dlatego ich typowym przejawem jest dryf lub mikrozmienność całej charakterystyki, względem charakterystyki należącej. Zmiany te mogą być obserwowane i analizowane na wykresach zestawienio-

wych charakterystyki roboczej urządzenia termometrycznego wraz z wykresami charakterystyk składowych cząstkowych, w funkcji temperatury.

Uogólniając te spostrzeżenia można stwierdzić, że niewspółmierny wzrost dowolnej składowej cząstkowej  $r_{sx}$  w równaniu regresji wielokrotnej może nastąpić z kilku powodów, spośród których cztery podstawowe to:

- a. wzrost współczynnika regresji  $a_T$  w charakterystyce urządzenia termometrycznego, co pociągnie za sobą wzrost wpływu zmiennych fizycznych uczestniczących w kształtowaniu warunków wymiany z otoczeniem ciepła Joule'a wytwarzanego w czujniku termometrycznym. Proporcjonalnie zmieniają się wartości współczynników regresji przy innych zmiennych, z wyjątkiem  $a_T$ ;
- b. wzrost współczynnika regresji  $a_x$  lub wyrazu wolnego  $b$  w równaniu liniowym określającym charakterystykę jednego spośród urządzeń mierzących wartości zmiennych fizycznych uczestniczących w równaniu regresji wielokrotnej dla urządzenia termometrycznego, co pociągnie za sobą wzrost wartości tylko tej jednej, odnośnej składowej, a będzie spowodowane degradacją wiarygodności urządzenia mierzącego tę zmienną;
- c. wzrost wartości  $X$  danego parametru w iloczynie ( $a_x \cdot X$ ) spowodowany przesunięciem zera skali tego urządzenia (dryfem jego charakterystyki), co pociągnie za sobą skutki jak w punkcie b);
- d. dowolna kombinacja przyczyn jw.: (a + b), (a + c), (a + b + c) i innych.

Powyższe zależności mogą być wykorzystane do detekcji nieprawidłowości występujących w urządzeniach stacji automatycznej, mierzących inne wielkości fizyczne.

Dla określenia związków przyczynowo-skutkowych między składowymi cząstkowymi a ich sumą, którą reprezentuje równanie regresji wielokrotnej, musi być sporządzony wykres zestawieniowy charakterystyki składowej systematycznej urządzenia termometrycznego wraz z wykresami charakterystyk składowych cząstkowych, w funkcji temperatury:

$$y = [(a_T \cdot T) + (a_V \cdot V) + (a_{RH} \cdot RH) + (a_p \cdot p) + (a_{t'} \cdot t') + b_{rrw}] = f(T)$$

$$y_T = (a_T \cdot T) = f(T)$$

$$y_V = (a_V \cdot V) = f(T)$$

$$y_{RH} = (a_{RH} \cdot RH) = f(T)$$

$$y_p = (a_p \cdot p) = f(T)$$

$$y_{t'} = (a_{t'} \cdot t') = f(T)$$

Zgodnie z powyższym zapisem, szeregi wartości składowych cząstkowych ( $a_x \cdot X$ ) wyliczane są jako iloczyny wartości współczynników regresji  $a_x$ , wyliczonych przy użyciu równania regresji wielokrotnej dla urządzenia lub układu termome-



trycznego oraz wartości pięciu zmiennych fizycznych, występujących w szeregach czasowych zmierzonych danych. Wartości szeregu składowych systematycznych  $y$  mogą być wyliczone jako sumy składowych cząstkowych i wyrazu wolnego równania regresji wielokrotnej  $b_{rrw}$ .

## 2.6. Analiza związków przyczynowo-skutkowych charakterystyki urządzenia termometrycznego

Postępowanie analityczno-obliczeniowe, zastosowane dla realizacji analizy przyczynowo-skutkowej w odniesieniu do charakterystyki roboczej urządzenia termometrycznego oraz charakterystyk składowych cząstkowych, z zachowaniem warunków opisanych w części III, rozdziale 1.4, składa się z następujących operacji:

1. Przygotowanie wstępne szeregów czasowych synchronicznych danych pięciu zmiennych niezależnych ( $T$ ,  $V$ ,  $RH$ ,  $p$ ,  $t'$ ) oraz szeregu zmiennej zależnej  $r = (T_a - T_w)$ .
2. Sortowanie zbioru wg wartości różnicy  $r = (T_a - T_w)$ , od najmniejszych do największych, celem wyeliminowania z szeregów terminów i zespołów danych występujących przy wartościach  $r = (T_a - T_w) > |\pm 0,3|^\circ\text{C}$ .
3. Wykonanie obliczeń dla nadania szeregom wartości zmiennych niezależnych ( $T$ ,  $V$ ,  $RH$ ,  $p$ ,  $t'$ ) postaci wartości względnych, odniesionych do występujących w każdym szeregu zakresów zmienności:

$$X_{wzgl.} = \frac{X_{rzecz.} - X_{min}}{X_{max} - X_{min}} \quad (78)$$

gdzie:  $X_{rzecz.}$  – wartość zmiennej niezależnej w jednostkach rzeczywistych;  $X_{min}$  – wartość najmniejsza w danym szeregu miesięcznym określonej zmiennej niezależnej;  $X_{max}$  – wartość największa w danym szeregu miesięcznym określonej zmiennej niezależnej.

Szereg wartości  $r = (T_a - T_w)$  pozostaje w postaci wartości rzeczywistych.

4. Wykonanie kontroli jakości obliczeń poprzez sprawdzenie, czy w każdym szeregu występuje jedna wartość 1 oraz przynajmniej jedna wartość 0. W szeregu  $(V)_{wzgl.}$  może wystąpić kilka wartości 0, tyle ile wystąpiło wartości  $V = 0$ .
5. Po skompletowaniu zestawu szeregów czasowych:  $(T_a)_{wzgl.}$ ;  $(V)_{wzgl.}$ ;  $(RH)_{wzgl.}$ ;  $(p)_{wzgl.}$ ;  $(t')_{wzgl.}$ ;  $[r = (T_a - T_w)]_{rzecz.}$  wykonanie obliczeń przy użyciu narzędzia analizy „regresja” w wersji wielokrotna.
6. Obliczenie i złożenie postaci szeregów czasowych składowych cząstkowych, szeregu składowej systematycznej oraz szeregu wartości temperatury względnej, w funkcji liczby kolejnej obserwacji:

$$(r_s)_T = a_T \cdot (T)_{wzgl.} = f(N)$$

$$(r_s)_V = a_V \cdot (V)_{wzgl.} = f(N)$$

$$(r_s)_{RH} = a_{RH} \cdot (RH)_{wzgl.} = f(N)$$

$$(r_s)_p = a_p \cdot (p)_{wzgl.} = f(N)$$

$$(r_s)_{t'} = a_{t'} \cdot (t')_{wzgl.} = f(N)$$

$$r_s = [(r_s)_T + (r_s)_V + (r_s)_{RH} + (r_s)_p + (r_s)_{t'} + b_{rrw}] = f(N)$$

$$(T_a)_{wzgl.} = f(N)$$

7. Sortowanie całego zespołu szeregów czasowych wg  $(T_a)_{wzgl.}$  od najmniejszych do największych.
8. Sporządzenie wykresu zestawieniowego charakterystyk wartości zmiennych cząstkowych i składowej systematycznej  $r$  w funkcji temperatury względnej  $(T_a)_{wzgl.}$ :

$$(r_s)_T = a_T \cdot (T)_{wzgl.} = f(T)_{wzgl.}$$

$$(r_s)_V = a_V \cdot (V)_{wzgl.} = f(T)_{wzgl.}$$

$$(r_s)_{RH} = a_{RH} \cdot (RH)_{wzgl.} = f(T)_{wzgl.}$$

$$(r_s)_p = a_p \cdot (p)_{wzgl.} = f(T)_{wzgl.}$$

$$(r_s)_{t'} = a_{t'} \cdot (t')_{wzgl.} = f(T)_{wzgl.}$$

$$r_s = [(r_s)_T + (r_s)_V + (r_s)_{RH} + (r_s)_p + (r_s)_{t'} + b_{rrw}] = f(T)_{wzgl.}$$

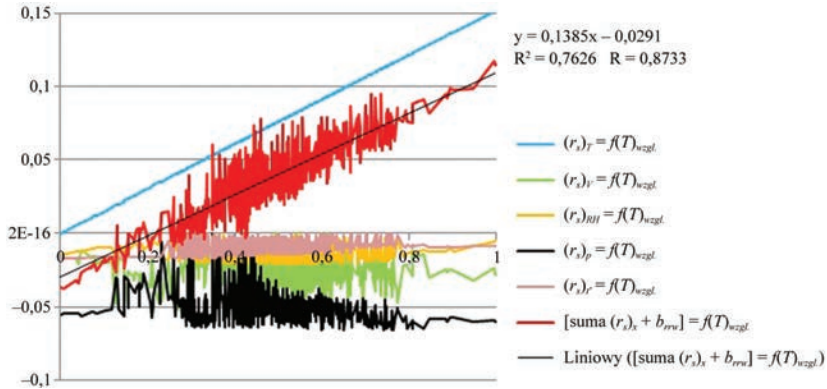
9. Obliczenia:

- tendencji liniowej równania  $(r_s) = f(T)_{wzgl.}$  oraz wartości błędów systematycznych dla wartości maksymalnej (+40°C) i minimalnej (-30°C) zakresu pomiarowego temperatury;
- tendencji liniowej składowej cząstkowej  $(r_s)_T = f(T)_{wzgl.}$ ;
- tendencji liniowej innych cząstkowych  $(r_s)_X = f(T)_{wzgl.}$  – w zależności od potrzeb.

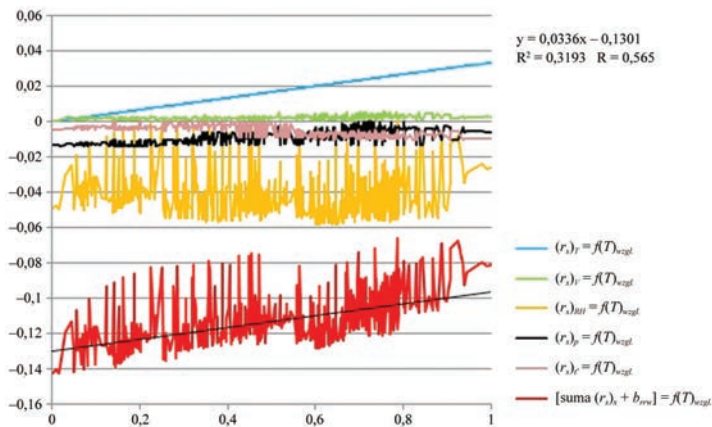
10. Opracowanie treści komentarza do wykresu zbiorowego, opisującego słownie właściwości charakterystyk składowych cząstkowych oraz rzeczywistych i prawdopodobnych przyczyn ich deformacji względem charakterystyki należnej.

Dobrym przykładem takiego postępowania mogą być zespoły charakterystyk dla stacji Chojnice z lutego i października 2017 r. (rys. III.19-III.20). Oba zestawy wykresów pochodzą z różnych urządzeń pomiarowych. Pozwalają jednak na dobre zilustrowanie złożoności zmian opisywanych postacią równania regresji wielokrotnej, reprezentującego postać miesięcznej charakterystyki wejścia/wyjścia elektronicznego urządzenia termometrycznego.

Komentarz: Charakterystyka robocza urządzenia termometrycznego (suma liniowych charakterystyk cząstkowych  $y = \sum(a_i - T) + b_{rrw}$ , gdzie:  $b_{rrw}$  – wyraz wolny równania regresji wielokrotnej), jest nieliniowo zniekształcona charakterystykami składowych cząstkowych  $(r_s)_T$ ,  $(r_s)_V$ ,  $(r_s)_{RH}$  i  $(r_s)_{t'}$ .



Rys. III.19. Zestaw charakterystyk porównawczych ze stacji Chojnice, październik 2017



Rys. III.20. Zestaw charakterystyk porównawczych ze stacji Chojnice, luty 2017

1. Charakterystyka składowej  $(r_s)T$  jest silnie odkształcona zjawiskiem samo-podgrzewania. Układ pomiarowy jest zasilany napięciem lub prądem o nie-prawidłowych wielkościach. Zjawiska związane z wymianą z otoczeniem ciepła Joule'a występują z umiarkowanym natężeniem. Górna wartość zakresu pomiarowego ( $+40^{\circ}\text{C}$ ) jest obciążona błędem systematycznym  $\approx +0,3^{\circ}\text{C}$ .
2. Zmiany wywołane ujemnymi wartościami nieliniowej mikrozmienności charakterystyki składowej  $(r_s)V$  przenoszą się na charakterystykę roboczą urządzenia pomiarowego.
3. Zmiany wywołane ujemnymi wartościami dryfu charakterystyki składowej  $(r_s)RH$ , tj. nieznaczny jej dryf oraz zmienność jej wartości przenoszą się na charakterystykę roboczą urządzenia termometrycznego.
4. Duży, ujemny dryf charakterystyki  $(r_s)p = f(T)$  zostaje w całości skompensowany wartością wyrazu wolnego  $b_{rrv}$ , co wskazuje na prawdopodobną dysfunkcję barometru (dryf zera skali).

5. Zmiany wywołane ujemnymi wartościami mikrozmienności nieliniowej charakterystyki składowej ( $r_{sr}$ ) przenoszą się w sposób umiarkowany na charakterystykę roboczą urządzenia pomiarowego.

Stan charakterystyki roboczej: III faza rozwoju zjawiska mikrozmienności charakterystyk.

Komentarz: Charakterystyka robocza urządzenia termometrycznego (suma liniowych charakterystyk cząstkowych  $y = \sum(a_i \cdot T) + b_{rrw}$ , gdzie  $b_{rrw}$  – wyraz wolny równania regresji wielokrotnej) jest zniekształcona:

1. małymi, dodatnimi wartościami liniowej mikrozmienności charakterystyki składowej ( $r_s$ ) $T$ ;
2. dodatnimi wartościami nieliniowej mikrozmienności charakterystyki składowej ( $r_s$ ) $V$ ;

nieznaczne wartości składowej wiatrowej są skutkiem małych prędkości wiatru w analizowanym miesiącu (do 10 m/s) oraz bardzo małą wartością nadmiernego ciepła Joule'a wydzielanego w czujniku termometrycznym;

3. ujemnymi wartościami dryfu charakterystyki składowej ( $r_s$ ) $RH$ ; znaczący dryf charakterystyki składowej ( $r_s$ ) $RH$  oraz duża zmienność wartości przenoszą się na charakterystykę roboczą urządzenia termometrycznego jako wpływ wielkości fizycznej kształtującej warunki wymiany z otoczeniem ciepła Joule'a. Znacząca wartość dryfu wskazuje na prawdopodobną, nieznaczną degradację charakterystyki miernika wilgotności względnej.
4. małymi, ujemnymi wartościami dryfu charakterystyki składowej ( $r_s$ ) $p$ ;
5. ujemnymi wartościami nieliniowej mikrozmienności charakterystyki składowej ( $r_s$ ) $t'$ .

Tendencja charakterystyki roboczej urządzenia termometrycznego wynika z rozwoju zjawiska samopodgrzewania czujnika termometrycznego, natomiast przedział zmienności jest skutkiem rozrzutu składowej cząstkowej ( $r_s$ ) $RH$ .

Stan charakterystyki roboczej: I faza rozwoju zjawiska mikrozmienności charakterystyk.

## UWAGA

Przedstawienie na jednym wykresie charakterystyki składowej systematycznej urządzenia termometrycznego w postaci:

$$y = r_s = [(a_T \cdot T) + (a_V \cdot V) + (a_{RH} \cdot RH) + (a_p \cdot p) + (a_{t'} \cdot t') + b_{rrw}] = f(T) \quad (79)$$

wraz z odnośnymi wykresami charakterystyk składowych cząstkowych ( $a_x \cdot X$ ) w funkcji temperatury powoduje, że:

- postać składowej systematycznej  $r_s = f(T)$  jest pełna, to znaczy składa się z sumy iloczynów  $(a_x \cdot X)$  oraz sumy  $b_{rrw}$  wyrazów wolnych, jakie wystąpią w równaniu tendencji dla każdej indywidualnej zmiennej. Przedstawia zatem przebieg tej funkcji pod właściwym kątem i z rzeczywistym przesunięciem względem osi rzędnych;
- postacię charakterystyk składowych cząstkowych wyrażają przebiegi tylko członów  $(a_x \cdot X) = f(T)$ , a nie równań różnic cząstkowych  $(r_s)_x = (a_x - X) + b_x$ . Przedstawiają one zatem przebiegi składowych cząstkowych pod właściwym kątem, lecz bez pełnego przesunięcia względem osi rzędnych.

Skutkiem tego stanu rzeczy na wykresach jest dobrze rozpoznawalny związek przyczynowo-skutkowy między kątem nachylenia charakterystyki  $r_s = f(T)$  oraz kątami nachylenia poszczególnych składowych cząstkowych, natomiast mniej widoczny jest związek przyczynowo-skutkowy między wartością dryfu charakterystyki  $r_s = f(T)$  i wartościami dryfu składowych cząstkowych.

W przypadku wystąpienia potrzeby usunięcia tej niedogodności, wyrazy wolne  $b_x$  dla każdej zmiennej niezależnej występującej w równaniu regresji wielokrotnej mogą być wyznaczone z postaci równań regresji jednej zmiennej.

## PRZYPADKI NIESZABLONOWE

Wyniki analizy w niektórych przypadkach mogą wykazywać ujemne wartości współczynników regresji przy składowej cząstkowej  $(a_T \cdot T)$  oraz odwrotne znaki przy pozostałych składowych cząstkowych.

Z przeprowadzonych analiz wynika, że taki stan rzeczy może być skutkiem przynajmniej trzech niezależnych przyczyn:

- 1) wzajemnych relacji aktualnych charakterystyk urządzenia sprawdzanego i wzorcowego;
- 2) błędów popełnianych przez obserwatorów;
- 3) pozostałych przyczyn wynikających z procesu starzenia lub innych.

ad 1). Jeżeli w danym miesiącu charakterystyka  $T_a = f(T_w)$  ma postać ogólną  $T_a = (a \cdot T_w + b)$ , to po odniesieniu do charakterystyki należnej  $y = (1 \cdot T_w + 0)$  przyjmie ona postać:

$$\Delta T_a = (a \cdot T_w + b) - (1 \cdot T_w + 0) = (a - 1) \cdot T_w + b \quad (80)$$

Jeżeli w danym miesiącu wartość współczynnika regresji urządzenia termometrycznego  $a > 1$  (charakterystyki określonego układu pomiarowego wraz z charakterystyką aktualnie pracującego czujnika termometrycznego), to różnica  $(a - 1) > 0$ . Oznacza to, że na wykresie  $T_a = f(T_w)$  kąt nachylenia charakterystyki wykaże dodatnią

różnicę względem kąta nachylenia charakterystyki naleźnej. W ślad za tym wszystkie różnice analizowanego szeregu ( $T_a - T_w$ ) będą dodatnie. Natomiast, jeżeli wartość współczynnika regresji urządzenia jw.  $a < 1$ , to różnica  $(a - 1) < 1$ , co oznacza, że kąt nachylenia charakterystyki wykaże ujemną różnicę względem kąta nachylenia charakterystyki naleźnej. Tym samym wszystkie różnice analizowanego szeregu ( $T_a - T_w$ ) będą ujemne. Wyraz wolny  $b$  określa punkt przecięcia rozważanej charakterystyki z osią rzędnych przy wartości  $T_w = 0$ , przesuując całą charakterystykę w obszar dodatnich lub ujemnych ćwiartek układu współrzędnych. Z kombinacji znaków przy współczynniku regresji  $a$  i wyrazie wolnym  $b$  powstają cztery podstawowe położenia części dodatniej każdej charakterystyki  $T_a = f(T_w)$  względem charakterystyki naleźnej:

1. +a +b I ćwiartka
2. +a -b II ćwiartka kąt dodatni
3. -a +b I ćwiartka
4. -a -b II ćwiartka kąt ujemny

Wybrane przykłady przedstawiono powyżej oraz w części V, rozdział 2, pt. *Analiza przyczynowo-skutkowa*.

ad 2). W ogólnym zapisie podstawowe związki występujące w urządzeniu termometrycznym i urządzeniu odniesienia mogą być zapisane w następujących postaciach:

$$T_{rz} = (T_a + \Delta T_a) + \sum \Delta_{sTa} + \sum \Delta_{pTa} \quad (81)$$

$$T_{rz} = (T_w + \Delta T_w) + \sum \Delta_{sTw} + \sum \Delta_{pTw} \quad (82)$$

gdzie:  $T_{rz}$  – wartość rzeczywista mierzonej temperatury;  $T_a$  – wartość temperatury zmierzona urządzeniem termometrycznym;  $T_w$  – wartość temperatury zmierzona urządzeniem odniesienia,  $\Delta T_a$  – poprawka do wskazań urządzenia termometrycznego;  $\Delta T_w$  – poprawka do wskazań urządzenia odniesienia;  $\sum \Delta_{sTa}$  – wartość sumy błędów systematycznych obarczających wartość  $T_a$ ;  $\sum \Delta_{pTa}$  – wartość sumy błędów przypadkowych obarczających wartość  $T_a$ ;  $\sum \Delta_{sTw}$  – wartość sumy błędów systematycznych obarczających wartość  $T_w$ ;  $\sum \Delta_{pTw}$  – wartość sumy błędów przypadkowych obarczających wartość  $T_w$ .

W pomiarach porównawczych meteorologii porównywane są związki jw., co po przekształceniu i uporządkowaniu może być zapisane w postaci:

$$r = [(T_a + \Delta T_a) - (T_w + \Delta T_w)] = [(\sum \Delta_{sTw} - \sum \Delta_{sTa}) + (\sum \Delta_{pTw} - \sum \Delta_{pTa})] = r_s + r_p \quad (83)$$

gdzie:  $r_s$  – składowa systematyczna określona z równania regresji wielokrotnej,  $r_p$  – składowa przypadkowa wyznaczona z równania regresji wielokrotnej.

Z postaci tego równania mogą być wyprowadzone następujące wnioski:

1. Wyznaczenie prawidłowej poprawki  $p = -r_s$  do wartości  $T_a$  wymaga uwzględnienia w odczytach  $T_a$  i  $T_w$  wartości odnośnych poprawek  $\Delta T_a$  i  $\Delta T_w$ .
2. Jeżeli poprawka  $\Delta T_a$  nie została wprowadzona do oprogramowania automatycznej stacji meteorologicznej, to prawidłowa poprawka obliczeniowa powinna być wyznaczona ze związku:

$$p' = -r_s - \Delta T_a \quad (84)$$

3. Jeżeli ponadto, przez zapomnienie lub pomyłkę obserwatora, nie została wprowadzona poprawka  $\Delta T_w$ , to prawidłowa poprawka obliczeniowa powinna być wyznaczona ze związku  $p'' = -r_s - \Delta T_a + \Delta T_w$
4. Jeżeli, przez pomyłkę obserwatora, poprawka  $\Delta T_w$  została wprowadzona z nieprawidłowym znakiem, to wartość  $p''$  z punktu 3. należy skorygować przez dodanie  $2 \times \Delta T_w$ .
5. W przypadkach 3. i 4., jeżeli  $|-r_s - \Delta T_a| < |\Delta T_w|$ , następuje zmiana znaku różnicy  $r$  na przeciwny i jest to druga spośród prawdopodobnych przyczyn ujemnych wartości współczynników regresji przy składowej cząstkowej ( $a_T \cdot T$ ) oraz odwrotnych znaków przy pozostałych składowych cząstkowych.

ad 3). Zmiana znaku na przeciwny może wynikać również z innych zjawisk i procesów, co jednak nie mogło być poddane bliższej analizie w ramach odnośnego zadania badawczo-rozwojowego ze względu na niewystarczającą liczbę przypadków.

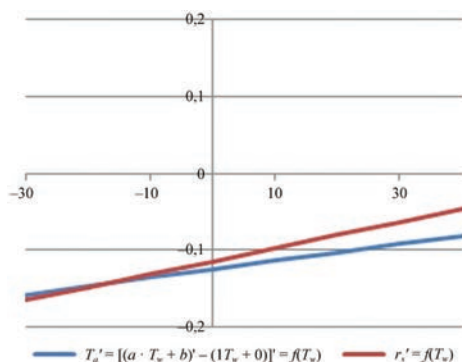
## KONTROLA JAKOŚCI

Dla celów kontroli jakości przeprowadzanych postępowań analityczno-obliczeniowych może być wykorzystane podobieństwo charakterystyk  $T_a = f(T_w)$  oraz  $r_s = f(T_w)$ . Należy jednak pamiętać, że szereg wartości  $T_a$  jest obciążony niewielkimi błędami przypadkowymi  $r_p$  i systematycznymi  $r_s$  urządzenia termometrycznego. W szeregu wartości  $T_w$  wystąpią natomiast znacznie większe błędy przypadkowe i grube odczytów obserwatora. Taki stan rzeczy jest głównym czynnikiem powodującym, że charakterystyki  $T_a = f(T_w)$  i  $r_s = f(T_w)$  są jedynie podobne, a nie tożsame. Różnice mogą się również zwiększyć na skutek „naciągnięcia” charakterystyki przez błędy grube. Tak więc podobieństwo wymienionych charakterystyk, a więc i przydatność charakterystyki  $T_a = f(T_w)$  dla celów kontroli jakości, wzrasta wraz z malejącą liczbą i wartością błędów systematycznych i błędów grubych popełnianych przez obserwatora.

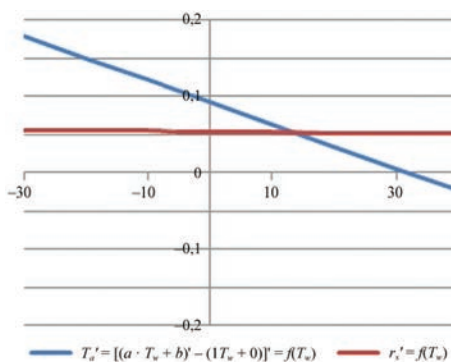


W tym miejscu należy też zaznaczyć, że każde najmniejsze odchylenie charakterystyki  $T_a = f(T_w)$  od charakterystyki należnej, np. o kąt rzędu  $-10$  spowoduje zmianę znaku na przeciwny w całym szeregu różnic  $r = (T_a - T_w)$ , a w ślad za tym – powstanie przebiegu wszystkich charakterystyk składowych cząstkowych w postaci lustrzanego odbicia. Nie jest to zatem skutkiem odwrotnego przebiegu zjawisk fizycznych, które to odchylenie spowodowały, a jedynie skutkiem zmiany znaku różnicy  $r = (T_a - T_w)$ , co wynika z chwilowych właściwości obu urządzeń pomiarowych względem siebie i w kolejnych miesiącach może być spowodowane np. wymianą czujnika termometrycznego o charakterystyce innej od poprzedniej.

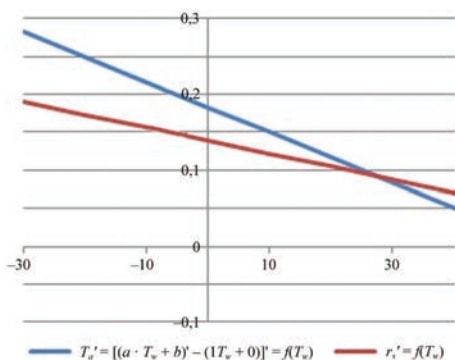
Na rysunkach od III.21 do III.25 przedstawiono kilka wybranych przykładów charakterystyk  $T'_a = f(T_w)$  i  $r'_s = f(T_w)$ .



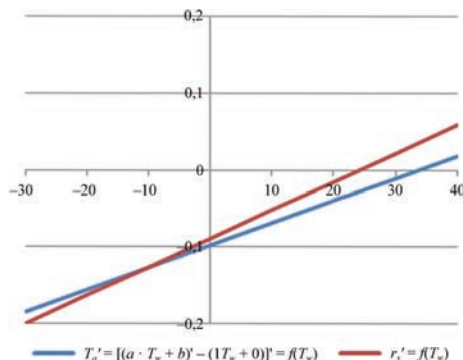
Rys. III.21. Charakterystyki  $T'_a = [(a \cdot T_w + b)' - (1T_w + 0)]' = f(T_w)$  i  $r'_s = f(T_w)$  z Chojnic dla lutego 2017



Rys. III.22. Charakterystyki  $T'_a = [(a \cdot T_w + b)' - (1T_w + 0)]' = f(T_w)$  i  $r'_s = f(T_w)$  z Chojnic dla czerwca 2017 r.

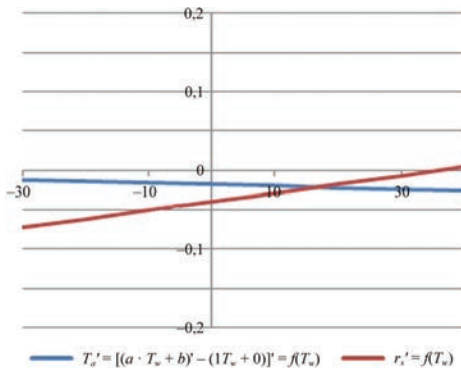


Rys. III.23. Charakterystyki  $T'_a = [(a \cdot T_w + b)' - (1T_w + 0)]' = f(T_w)$  i  $r'_s = f(T_w)$  z Torunia dla czerwca 2017 r.



Rys. III.24. Charakterystyki  $T'_a = [(a \cdot T_w + b)' - (1T_w + 0)]' = f(T_w)$  i  $r'_s = f(T_w)$  z Koszalina dla lutego 2017 r.





Rys. III.25. Charakterystyki  $T_a' = [(a \cdot T_w + b)' - (1T_w + 0)]' = f(T_w)$  i  $r_s' = f(T_w)$  z Koszalina dla czerwca 2017 r.

### OCENA POSTĘPOWANIA ANALITYCZNO-OBLICZENIOWEGO

Przedstawione postępowanie analityczno-obliczeniowe stanowi jedynie przykład wielu opartych na tym rozwiązaniu, telemetrycznych metod diagnostycznych, jakie mogą być opracowane i zrealizowane dla pozyskiwania w trybie operacyjnym bieżących informacji o stanie i aktualnych właściwościach urządzeń, układów i czujników pomiarowych sygnałów analogowych automatycznych stacji meteorologicznych. Z teoretycznych przesłanek wynika, że podobne postępowania mogą być opracowane i uruchomione w odniesieniu do sześciu różnic:

$$r_{s1} = [(T_{Rw} - 40) - r_{p1} = f(T_a)]_{wzgl.} \quad (85)$$

$$r_{s2} = [(T_a - T_w) - r_{p2} = f(T_a)]_{wzgl.} \quad (86)$$

$$r_{s3} = (r_{s2} - r_{s1}) = \{[(T_a - T_w) - r_{p2}] - [(T_{Rw} - 40) - r_{p1}]\} = f(T_a) \quad (87)$$

$$r_{p1} = [(T_{Rw} - 40) - r_{s1}] = f(T_a)_{relat.} \quad (88)$$

$$r_{p2} = [(T_a - T_w) - r_{s2}] = f(T_a)_{relat.} \quad (89)$$

$$r_{p3} = (r_{p2} - r_{p1}) = \{[(T_a - T_w) - r_{s2}] - [(T_{Rw} - 40) - r_{s1}]\} = f(T_a) \quad (90)$$

Opisane postępowanie może być zastosowane do analizy dowolnej innej pary zmiennych zależnych, dla której mogą być zorganizowane i zrealizowane okresowe pomiary porównawcze.

W sensie formalnym powstaje zatem sześć głównych obszarów metodycznych, w których powstać mogą liczne szczegółowe postępowania analityczno-obliczeniowe, oparte na zastosowaniu metod statystycznych regresji wielokrotnej do analizy szeregów czasowych okresowych pomiarów porównawczych. Umożliwia to poznanie i ocenę szczególnych właściwości metrologicznych badanych zespo-

łów pomiarowych w trybie operacyjnym, a także procesów zepsucia wiarygodności narzędzi pomiarowych pracujących w rozległych, naziemnych, meteorologicznych systemach pomiarowych. Stwarza to niespotykane dotąd w miernictwie meteorologicznym źródło informacji o bieżącym stanie technicznym i właściwościach urządzeń, układów i czujników pomiarowych sygnałów analogowych w automatycznych stacjach meteorologicznych.

Dalsze prace metodyczne pozwolą wybrać z długiej listy potencjalnych rozwiązań te metody, które dla celów praktycznych okażą się najbardziej przydatne.

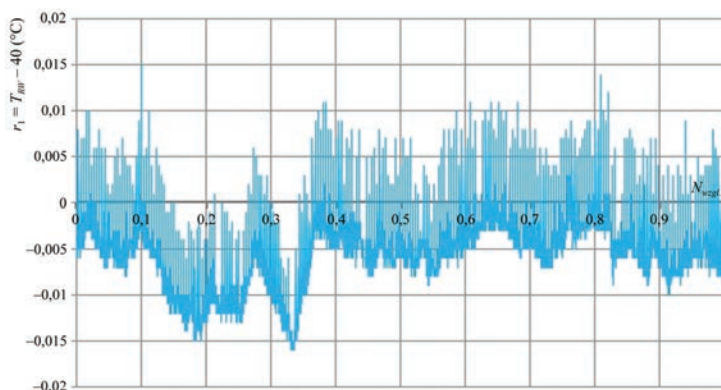
Opracowana metoda nabiera szczególnego znaczenia w zastosowaniach dla kontroli jakości pomiarów meteorologicznych w standardach WIGOS

## 2.7. Detekcja niesprawności multipleksera lub przetwornika analogowo-cyfrowego

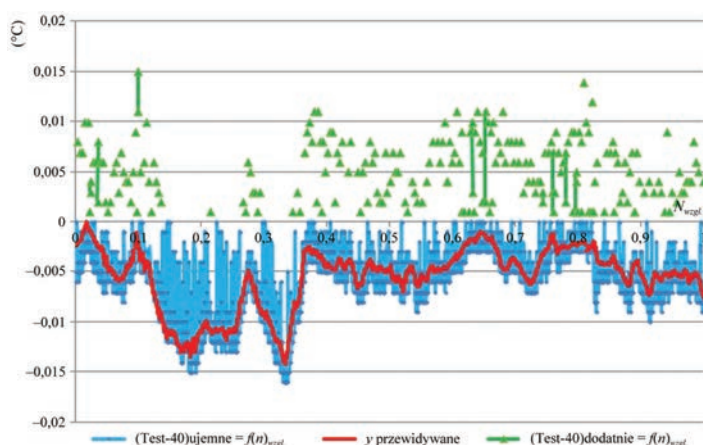
Na wykresie miesięcznym  $(T_{Rw} - 40) = f(N)_{wzgl.}$  (rys. III.26) widoczna jest, niespotykana na innych wykresach, seria jednoimiennych wartości różnicy  $(T_{Rw} - 40)$  wskazująca, że charakterystyka układu pomiarowego uległa znaczącej deformacji. Osobliwa forma wystąpienia przypadkowych różnic dodatnich może być objaśniona następująco.

Wartości różnic  $(T_{Rw} - 40)$  ujemne stanowią 95% zbioru danych. Dodatkowo, zaznaczone na rysunku III.27 kolorem zielonym, to 5%. Natomiast w stosunku do liczby 4032 pomiarów, 375 (tj. 9,3%) było zawyżonych. Są to różnice pojawiające się nieregularnie w czasie, jako wartości pojedyncze lub parokrotne, między dwiema seriami równorzędnych lub identycznych wartości ujemnych, w szeregu układającym się w II ćwiartce układu współrzędnych prostokątnych.

Wartości te nie mogą być skutkiem skokowych zmian właściwości fizycznych środowiska, które musiałyby powodować nagłe, skokowe zmiany temperatury pracy układu pomiarowego, co jak wiadomo nie może dojść do skutku ze względu na bezwładność cieplną tego układu, pracującego w hermetycznej obudowie. Nie są one też spowodowane zmianami rezystancji opornika wzorcowego, ponieważ jest on wykonany z materiału o bardzo małym współczynniku temperaturowym oporności, który gwarantuje niezależność jego wartości od temperatury otoczenia oraz zjawiska samopodgrzewania. W wyniku aproksymacji szeregu wartości  $(T_{Rw} - 40) = f(T, V, RH, p, t')$  równaniem regresji wielokrotnej, wartości te pozostały jako składowe reszt, które nie mają żadnego związku z pięcioma wielkościami fizycznymi występującymi w równaniu regresji wielokrotnej. Wszystkie wartości ujemne różnicy  $(T_{Rw} - 40)$  równanie regresji wielokrotnej określa w około 80% jako systematyczne. Duże wartości dodatnie jedynie w 15-18%. Znaczne ich części pozostają



Rys. III.26. Wykres różnic  $(T_{Rw} - 40) = f(N)_{wzgl.}$  w funkcji liczby porządkowej pomiaru, wyrażonej w wartościach względnych



Rys. III.27. Wykresy: różnic  $(T_{Rw} - 40) = f(N)_{wzgl.}$  i wartości przewidywanych  $y = f(N)_{wzgl.}$  w funkcji liczby porządkowej pomiaru, wyrażonej w wartościach względnych wartości przewidywane  $y = f(N)_{wzgl.}$  – tj. składowych systematycznych, obliczonych z równania regresji wielokrotnego pięciu zmiennych oraz wartości dodatnich  $(T_{Rw} - 40)^+ = f(N)_{wzgl.}$

stają jako duże wartości reszt. Wszystkie te przesłanki wskazują, że dodatnie różnice jw. są składnikami sumy wartości przypadkowych  $r_p$  nałożonymi z innego, wewnętrznego źródła błędów. Prawdopodobną ich przyczyną jest dysfunkcja multiplexera, który w sposób przypadkowy, w różnych odstępach czasu, zmienia przewodność połączenia z opornikiem wzorcowym lub wadliwe działanie przetwornika analogowo-cyfrowego, który również w sposób przypadkowy, lecz powtarzalny, przetwarza wartości analogowe na postać cyfrową z dużym błędem przypadkowym. Wszystkie te spostrzeżenia dotyczą wartości średnich dziesięciominutowych. Mogą one być zweryfikowane wartościami chwilowymi jednocieciominutowymi.

Powyższe wnioski potwierdza zestawienie wartości różnic ( $T_{Rw} - 40$ ) we fragmentach szeregu wartości ujemnych, poprzedzających i następujących po wystąpieniu wartości różnic dodatnich, przedstawione w tabeli III.5.

Tabela III.5. Zestawienie wartości różnic ( $T_{Rw} - 40$ ) we fragmencie szeregu wartości ujemnych poprzedzających i następujących po wystąpieniu wartości różnic dodatnich

Lp.	$r_i = T_{Rw} - 40$	Lp.	$r_i = T_{Rw} - 40$	Lp.	$r_i = T_{Rw} - 40$	Lp.	$r_i = T_{Rw} - 40$
1	-0,01	46	-0,006	91	-0,009	136	-0,008
2	-0,009	47	-0,006	92	-0,009	137	-0,008
3	-0,009	48	-0,007	93	-0,009	138	-0,007
4	-0,007	49	-0,007	94	-0,01	139	-0,007
5	-0,009	50	-0,007	95	-0,01	140	-0,003
6	-0,009	51	-0,008	96	-0,006	141	-0,006
7	-0,009	52	-0,008	97	-0,008	142	-0,007
8	-0,01	53	-0,008	98	-0,009	143	-0,007
9	-0,01	54	-0,008	99	-0,01	144	-0,006
10	-0,01	55	-0,005	100	-0,01	145	-0,006
11	<b>0,001</b>	56	-0,008	101	-0,01	146	-0,006
12	-0,008	57	-0,009	102	-0,011	147	<b>0,01</b>
13	-0,01	58	-0,008	103	-0,011	148	<b>0,004</b>
14	-0,009	59	-0,008	104	-0,01	149	-0,004
15	-0,009	60	-0,008	105	-0,01	150	-0,006
16	-0,009	61	-0,009	106	-0,006	151	-0,006
17	-0,008	62	<b>0,004</b>	107	-0,01	152	-0,006
18	-0,009	63	-0,009	108	-0,01	153	-0,007
19	-0,008	64	-0,006	109	-0,01	154	-0,005
20	-0,007	65	-0,009	110	-0,01	155	-0,006
21	-0,006	66	-0,009	111	-0,01	156	-0,007
22	-0,008	67	-0,009	112	-0,01	157	-0,007
23	-0,007	68	-0,009	113	<b>0,001</b>	158	-0,005
24	-0,008	69	-0,01	114	-0,009	159	-0,007
25	-0,008	70	-0,009	115	-0,008	160	-0,007
26	-0,008	71	-0,009	116	-0,01	161	-0,008
27	-0,008	72	-0,007	117	-0,01	162	-0,007
28	<b>0,002</b>	73	-0,009	118	-0,01	163	-0,007
29	-0,005	74	-0,009	119	-0,009	164	-0,007
30	-0,007	75	-0,009	120	-0,01	165	<b>0,002</b>
31	-0,007	76	-0,009	121	-0,009	166	-0,007
32	-0,007	77	-0,009	122	-0,009	167	-0,004
33	-0,007	78	-0,009	123	-0,007	168	-0,007

Lp.	$r_1 = T_{Rw} - 40$	Lp.	$r_1 = T_{Rw} - 40$	Lp.	$r_1 = T_{Rw} - 40$	Lp.	$r_1 = T_{Rw} - 40$
34	-0,007	79	<b>0</b>	124	-0,008	169	-0,006
35	-0,007	80	-0,002	125	-0,009	170	-0,006
36	-0,008	81	-0,008	126	-0,009	171	-0,007
37	-0,007	82	-0,009	127	-0,009	172	-0,006
38	-0,005	83	-0,008	128	-0,009	173	-0,007
39	-0,007	84	-0,01	129	-0,008	174	-0,007
40	-0,008	85	-0,009	130	<b>0,003</b>	175	-0,003
41	-0,008	86	-0,009	131	-0,008	176	-0,006
42	-0,008	87	-0,009	132	-0,005	177	-0,006
43	-0,008	88	-0,009	133	-0,008	178	-0,006
44	-0,008	89	-0,007	134	-0,007	179	-0,007
45	<b>0,002</b>	90	-0,01	135	-0,007	180	-0,007

Opisane postępowanie identyfikacji niesprawności multipleksera lub przetwornika analogowo-cyfrowego, przy wykorzystaniu szeregu czasowego  $(T_{Rw} - 40) = f(N)_{wzgl.}$ , może być wykorzystane dla celów diagnostycznych. Ma to duże znaczenie dla programu kontroli wiarygodności pomiarów innych wielkości fizycznych mierzonych przez automatyczną stację meteorologiczną, ponieważ błędami wynikającymi z wadliwego działania multipleksera lub przetwornika analogowo-cyfrowego mogą być obarczone również inne wielkości.

Za pośrednictwem jednego pomiaru rezystancji opornika wzorcowego kontrolowana jest jakość działania układu pomiarowego mierzącego wszystkie inne sygnały analogowe.

## 2.8. Ocena procesu zmian charakterystyki urządzenia termometrycznego automatycznych stacji meteorologicznych – zalogowych

Ocena procesu zmian charakterystyki roboczej urządzenia termometrycznego automatycznych stacji meteorologicznych wymaga postępowania podobnego do przedstawionego w podrozdziale 2.3.1, lecz przystosowanego do nieco zmienionych warunków:

- Konfiguracja układu termometrycznego pozostaje niezmienną w całym okresie jego eksploatacji w warunkach polowych. Zmienność jego charakterystyki w czasie jest wyznaczana w pomiarze automatycznym, z dużą dokładnością, względem opornika wzorcowego o stałej rezystancji. Struktura tego układu nie zmienia się w czasie. Wszystkie charakterystyki miesięczne określone są w sposób ciągły, z szeregów czasowych danych próbkowanych z

dużą częstością (co dziesięć minut) w wąskim przedziale zmienności błędów przypadkowych automatycznego układu pomiarowego, przy bardzo dużych wartościach współczynników korelacji.

- Konfiguracja urządzenia termometrycznego (układu wraz z czujnikiem termometrycznym) często poddawana jest zmianom ze względu na potrzebę wymiany okresowej lub awaryjnej czujnika termometrycznego lub zintegrowanego z nim czujnika wilgotności względnej. Każdy nowy czujnik tworzy z układem nowe urządzenie termometryczne o właściwościach nieco różnych od poprzedniego. Zmienność charakterystyki urządzenia pomiarowego jest wyznaczana metodą pomiarów porównawczych z urządzeniem odniesienia i przy udziale obserwatora. Dokładność pomiarów porównawczych zależy od biegłości profesjonalnej obserwatora, lecz ogólnie jest mniejsza od dokładności pomiarów wykonywanych automatycznie. Charakterystyki miesięczne określane są w sposób nieciągły (tzn. jeden miesiąc obserwacji – trzy miesiące przerwy), w szerszym przedziale błędów przypadkowych i prawdopodobnych błędów systematycznych, przy niższych wartościach współczynników korelacji. Liczba danych porównawczych, pozyskanych z częstością 1/h, wynosi około 16% liczby w szeregach układów termometrycznych. Z wymienionych powodów analiza wyników wymaga innych form ich prezentacji i rozbudowanych komentarzy, co zostało przedstawione w sposób wyczerpujący na wybranych przykładach w części V, rozdziale 4 pt. *Wyniki analizy urządzenia pomiarowego* ( $r_{s2} = T_a - T_w$ ).

## 2.9. Ocena procesu zmian charakterystyki roboczej urządzenia termometrycznego bezzałogowych stacji meteorologicznych

W opracowaniu przedstawiono teoretyczną analizę różnicy wskazań  $r = (T_a - T_w)$  i jej właściwości. Jej postać końcowa może być zapisana w następujący sposób:

$$r = (W_1 - W_2) = \{[(\pm\Delta_{ssw2}) - (\pm\Delta_{ssw1})] + [(\pm\Delta_{sdw2}) - (\pm\Delta_{sdw1})]\} + [(\pm\Delta_{pw2}) - (\pm\Delta_{pw1})] = r_s + r_p \quad (91)$$

gdzie:  $W_1$  – wartość danej wielkości meteorologicznej zmierzona w chwili  $t_n$  urządzeniem pomiarowym 1;  $W_2$  – wartość jw. zmierzona w chwili  $t_n$  urządzeniem pomiarowym 2;  $\Delta_{ssw1}$  – wartość chwilowa sumy błędów systematycznych, statycznych urządzenia 1;  $\Delta_{ssw2}$  – wartość chwilowa sumy błędów systematycznych, statycznych urządzenia 2;  $\Delta_{sdw1}$  – wartość chwilowa sumy błędów systematycznych, dynamicznych urządzenia 1;  $\Delta_{sdw2}$  – wartość chwilowa sumy błędów systematycznych, dynamicznych urządzenia 2;  $\Delta_{pw1}$  – wartość chwilowa sumy błędów przypadkowych

urządzenia 1;  $\Delta_{pw2}$  – wartość chwilowa sumy błędów przypadkowych urządzenia 2;  $r_s$  – wartość chwilowej sumy składowych systematycznych określona z równania regresji wielokrotnej pięciu zmiennych;  $r_p$  – wartość chwilowej sumy składowych przypadkowych określona z równania regresji wielokrotnej pięciu zmiennych.

Z postaci przedstawionego związku wynika, że różnica  $r$  między wartością danej wielkości zmierzoną urządzeniem sprawdzanym ( $W_1$ ) i wartością odniesienia ( $W_2$ ) zawsze składa się z sumy różnic systematycznych, statycznych ( $\Delta_{ss}$ ) i systematycznych, dynamicznych ( $\Delta_{sd}$ ) oraz z sumy różnic przypadkowych ( $\Delta_p$ ) – zmiennych w czasie.

Warunkiem nieodzownym dla wyznaczenia analitycznego składowych systematycznej  $r_s$  i szeregu reszt  $r_p$  z równania regresji wielokrotnej jest znajomość wartości szeregu różnic  $r$  jako wynikającej z różnicy wartości dwóch szeregów synchronicznych pomiarów, dwoma urządzeniami pomiarowymi:

- urządzeniem pomiarowym sprawdzanym (np. urządzeniem termometrycznym automatycznej stacji meteorologicznej),
- urządzeniem odniesienia (np. standardowym, rtęciowym termometrem stacyjnym), niepodatnym na wpływy wielkości fizycznych, jakie odkształcają w danej chwili wartości rzeczywiste w sposób systematyczny i przypadkowy.

W przypadku automatycznych stacji meteorologicznych, pracujących na stacjach bezzałogowych, pozyskanie miesięcznego szeregu czasowego pomiarów urządzeniem odniesienia (standardowym, stacyjnym termometrem meteorologicznym) jest niemożliwe. Brak ten nie może być wypełniony innymi postępowaniami metodycznymi, np. metodą podobieństwa fragmentów pola fizycznego meteorologii do sąsiedniej stacji załogowej, ponieważ metoda ta nie może zapewnić dokładności i rozdzielczości w czasie, niezbędnych do realizacji obliczeń.

Również wyniki pomiarów porównawczych uzyskane w programie serwisowym, pojedyncze lub w krótkich seriach, nie mogą być wykorzystane w celach związanych z określeniem skutków zjawisk mikrozmienności charakterystyki wejścia/wyjścia meteorologicznych urządzeń termometrycznych.

Nie może być też wykorzystana ocena wiarygodności meteorologicznych układów termometrycznych metodą porównawczą ze stacjonarnym opornikiem odniesienia, ponieważ nie wykazuje ona korelacji z wiarygodnością meteorologicznego urządzenia pomiarowego, z uwagi na niewystarczającą liczbę synchronicznych szeregów czasowych danych oraz  $r_1 = (T_{Rw} - 40)$  oraz  $r_2 = (T_a - T_w)$ .

Jak wynika z tabeli III.6 poprawki wyznaczone różnymi metodami wykorzystywane są w miernictwie meteorologicznym dla różnych celów. Wyznaczone w postępowaniu akredytowanego laboratorium wzorcowniczego mają na celu uzyskanie spójności pomiarowej z wzorcem państwowym, co jest fundamentalnym



Tabela III.6. Różnice i podobieństwa między metodą laboratoryjną i polową wyznaczania charakterystyk roboczych narzędzi termometrycznych meteorologii

	Postępowanie laboratoryjne w standardzie normy PN-EN ISO/IEC17026:2005	Postępowanie analityczne wyznaczania mikrozmienności charakterystyk
Cel postępowania	Wyznaczenie charakterystyki roboczej czujnika pomiarowego (np. Pt-100) oraz poprawek	Wyznaczenie charakterystyki całego urządzenia pomiarowego, np. urządzenia termometrycznego wraz z czujnikiem oraz poprawek
Sposób wyznaczenia	Jako funkcja jednej zmiennej, z 15-25 wartości porównawczych z wzorcem II rzędu zachowującym spójność pomiarową z wzorcem państwowym, w środowisku sztucznym	Jako funkcja wielu zmiennych (5-6), z dostatecznie długiego szeregu czasowego wartości porównawczych, próbkowanego z częstością 1/h, pozyskanego z wiarygodnego urządzenia odniesienia (np. standardowego, stacyjnego meteorologicznego, termometru rtęciowego), w środowisku naturalnym.
Warunki wyznaczania	Statyczne	Dynamiczne
Charakter poprawek	Średnie dla określonych podzakresów temperatury	Jednostkowe, dla każdej wartości zmiennej mierzonej
Trwałość poprawek	Wartości poprawek dezaktualizują się z upływem czasu ze względu na proces starzenia	Aktualizacja charakterystyk, a wraz z nimi poprawek, następuje w miesięcznych odstępach w programie automatycznego monitoringu wiarygodności narzędzi pomiarowych
Wprowadzanie poprawek (korekta wyników pomiaru) następuje:	W czasie rzeczywistym, w czasie pomiaru	Po czasie quasi-rzeczywistym, w odniesieniu do miesięcznych szeregów czasowych danych
Preferowane zastosowanie	Do korygowania wskazań narzędzi pomiarowych w czasie rzeczywistym (tryb ON LINE)	Do korygowania wartości pozyskanych danych, dla zapewnienia wiarygodności danych zgromadzonych w bazach danych (tryb off-line)
Skutki zaniedbania	Wyniki pomiarów obciążone będą błędami systematycznymi nieznanymi czujnika pomiarowego i układu pomiarowego	W bazach danych gromadzone będą szeregi czasowe niewiarygodnych danych, obciążonych błędami systematycznymi nieznanymi czujnika pomiarowego i układu pomiarowego

warunkiem miernictwa meteorologicznego w standardach WIGOS i nie może być zaniechane, pominięte, ograniczone lub zastąpione innym postępowaniem.

Głównym celem postępowania analitycznego wyznaczania mikrozmienności charakterystyk wejścia/wyjścia urządzeń pomiarowych jest umożliwienie obserwacji ich zmian w czasie, spowodowanych ogólnym procesem starzenia elementów i układów elektronicznych, ale również ich uszkodzeniem lub zaburzeniem działania. Obserwację tę umożliwi program monitoringu wiarygodności meteorologicznych narzędzi pomiarowych oparty na analizach ocen i metodach diagnostycznych przedstawianych w części III, rozdział 2. Dostarczą one obiektywnych informacji



dotyczących stanu zużycia urządzeń pomiarowych oraz racjonalnych przesłanek do podjęcia decyzji o wymianie czujników czy urządzeń pomiarowych.

Celem drugoplanowym jest możliwość ulepszenia serwisu technicznego automatycznych stacji meteorologicznych w wyniku współpracy między pracownikami realizującymi rutynowe programy wyznaczania mikrozmienności charakterystyk a pracownikami serwisu, które dzięki informacjom upowszechnianym przez wspomniane pracownice uzyskują pełniejszy obraz stanu serwisowanego fragmentu sieci i zmian w nim zachodzących.

W badaniach meteorologicznych wartości składowych systematycznych  $r_s$  wyznaczonych z równań regresji wielokrotnej mogą być wykorzystane do celów związanych z korygowaniem wartości szeregów czasowych danych. Wprawdzie są one określane względem wzorca polowego, tj. meteorologicznego termometru stacyjnego, rtęciowego (nie cieczowego!), co nie zapewnia im najwyższej jakości. Jednak z drugiej strony autorowi nie jest obecnie znana lepsza metoda określania składowych systematycznych różnicy  $r = (T_a - T_w) = r_s + r_p$  opisaną w niniejszej publikacji. Szeregi wyznaczonych wartości  $r_s$  mogą być z powodzeniem wykorzystane do celów związanych z badaniami stabilności charakterystyk wejścia/wyjścia oraz z detekcją, identyfikacją i określaniem przybliżonego stanu rozwoju mikrozmienności charakterystyk wejścia/wyjścia elektronicznych urządzeń pomiarowych.

## **2.10. Prognoza tempa dryfu charakterystyk układu i urządzenia termometrycznego**

Metodyka prognozowania tempa rozwoju zmienności (dryfu lub mikrozmienności) charakterystyki układu i urządzenia termometrycznego może być oparta na prognozie inercyjnej, określającej kierunek i natężenie zmian na nadchodzący okres (np. miesiąc), w oparciu o równania regresji wielomianowe, z wystarczającą dokładnością aproksymujące dla danej stacji związki:  $a = f(t')$  oraz  $b = f(t')$ .

## **2.11. Prognoza czasu życia układu lub urządzenia pomiarowego temperatury**

### **2.11.1. Wprowadzenie**

Współcześnie, wraz ze stale rozwijaną i pogłębianą wiedzą teoretyczną i praktyczną, dotyczącą prawdopodobnych tendencji klimatycznych, możliwości i potrzeb redukcji skutków klęsk naturalnych (np. sztormów, powodzi, susz), zapobiegania procesom pustynnienia ziem uprawnych i wielu innych obszarów ludzkiej aktywności zależnej od warunków pogodowych, rośnie zapotrzebowanie na dokładne i wia-

rygodne miernictwo meteorologiczne, czego wymownym przykładem są standardy ogólnoświatowego programu WIGOS.

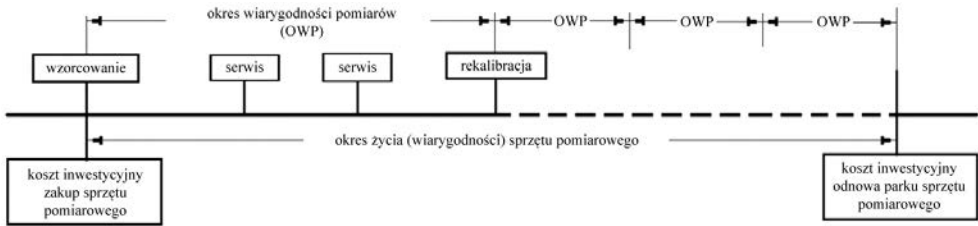
Wiedza, oparta na wiarygodnych, dokładnych i szczegółowych informacjach o strukturze i zmienności przestrzennej i czasowej meteorologicznych pól fizycznych na określonym, krajowym, regionalnym lub światowym obszarze, ma fundamentalne znaczenie, w szczególności dla jej aktualnych zastosowań osłonowych w obszarach meteorologii i hydrologii. Dokładna, długoterminowa prognoza zjawisk meteorologicznych, o dużej sprawdzalności jej przestrzennego rozwoju, natężenia zjawisk oraz czasu ich wystąpienia, jest warunkiem koniecznym dla wszystkich form aktywności ludzkiej rozwijanych w środowisku naturalnym, takich jak produkcja żywności, rybołówstwo, żegluga morska, transport lotniczy i kołowy, energetyka, sporty i rekreacja, osłona przeciwpowodziowa i inne.

Pozyskanie wspomnianych informacji wysokiej jakości wymaga spełnienia dwóch zasadniczych warunków:

- utrzymania różnych systemów i źródeł informacji o strukturze przestrzennej i zmienności czasowej pól fizycznych atmosfery oraz zachodzących w niej procesach wymiany masy i energii, opartych na narzędziach pomiarowych o określonych właściwościach metrologicznych i potwierdzonej spójności pomiarowej z odnośnymi wzorcami państwowymi;
- utrzymania wiarygodności tych narzędzi pomiarowych oraz warunków wykonania reprezentatywnych pomiarów w długich okresach ich stałej ekspozycji polowej.

Problemy zgodności danych w szeregach czasowych stacji meteorologicznych mogą powstawać, gdy do sieci pomiarowej narodowej Służby wprowadzane są w miejsce zużytych nowe meteorologiczne przyrządy pomiarowe o charakterystykach technicznych różnych od poprzednich, celem wykonania pomiarów tego samego typu, na tych samych stanowiskach, w następnym okresie nieprzerwanego programu pomiarów meteorologicznych WMO.

Taka sytuacja może mieć miejsce, gdy zmieniany jest sposób wykonania pomiaru z manualnego na automatyczny, wprowadzane są nowe czujniki lub urządzenia pomiarowe o innych stałych czasu, swoje zastosowanie znajdują inne osłony radiacyjne czujników, wprowadzane są inne algorytmy redukcji danych itp. Zachowanie zgodności i jednorodności pozyskiwanych szeregów czasowych danych powinno być starannie rozpoznane w wyniku realizacji stosownego programu interkalibracji długookresowej obu typów urządzeń: schodzącego i wprowadzanego. Standardy WIGOS wymagają, aby każdy fakt wymiany egzemplarza lub typu sprzętu pomiarowego był starannie udokumentowany w kartotece metadanych.



Rys. III.28. Schemat okresu życia (wiarygodności) sprzętu pomiarowego

Okres życia prostych narzędzi pomiarowych meteorologii pierwszej generacji – fizycznych (np. standardowe, stacyjne termometry rtęciowe) i elektrycznych (np. mostki pomiarowe równoważone) – mógł być przedłużany (rys. III.28), ponieważ ich zużycie występowało jedynie w procesie starzenia pod postacią nieodwracalnego dryfu charakterystyki wejścia/wyjścia, co mogło być korygowane poprzez zastosowanie okresowych rekalicacji. W urządzeniach elektronicznych pojawia się dodatkowo odwracalna podatność urządzenia pomiarowego na wpływy czynników kształtujących warunki wymiany z otoczeniem ciepła Joule’a, która nie może być korygowana stałą poprawką.

Drugi problem dotyczy najważniejszej cechy współczesnego meteorologicznego sprzętu pomiarowego, jaką jest jego zdolność do utrzymania wiarygodności metrologicznej w określonych standardach, w warunkach polowych, przez możliwie najdłuższe okresy czasu. Związana jest z tym bezpośrednio jakość osłony meteorologicznej i poziom kosztów wieloletniego utrzymania współczesnych elektronicznych systemów pomiarowych współpracujących w łańcuchu technologicznym współczesnego programu osłony meteorologicznej krajowej i międzynarodowej.

Niedawno w PSHM, w stosunkowo krótkim okresie, łańcuch ten został zmodernizowany i przekształcony z technologii manualnej w strukturę techniczną – półautomatyczną, która wymaga od użytkowników określonych kwalifikacji technicznych, większych środków finansowych na jej ciągły nadzór dla utrzymania w wiarygodnym ruchu, na profesjonalny serwis metrologiczny oraz remonty, przeglądy, modernizację i odnowę.

W przypadku klasycznego sprzętu pomiarowego meteorologii ustalony okres wiarygodności pomiarów wyznaczał terminy przeglądów, zabiegów regeneracyjnych i rekalicacji, z czym związane były niewielkie nakłady finansowe. Umożliwiało to wielokrotne wydłużenie życia urządzeń pomiarowych i oznaczało, że koszty techniczne utrzymania meteorologicznych systemów pomiarowych w wieloleciu były niewielkie, porównywalne i przewidywalne, natomiast koszty inwestycyjne, związane z odnową całego parku klasycznych narzędzi pomiarowych meteorologii

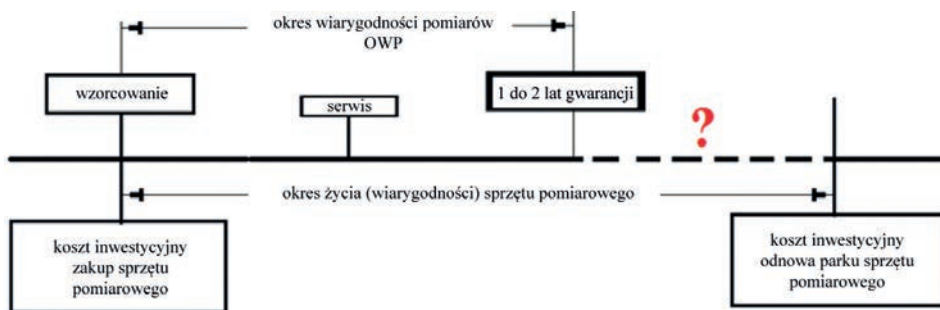
wymagały zaangażowania umiarkowanych środków budżetowych z częstością raz na kilkanaście lat. Ten stan rzeczy uległ radykalnej zmianie.

Współczesny elektroniczny sprzęt pomiarowy meteorologii produkowany jest wg założeń ekonomicznych producenta, co oznacza, że:

- urządzenie pomiarowe spełnia typowe standardy metrologiczne w chwili sprzedaży;
- posiada najczęściej roczną gwarancję i nieznaną okres dalszego w i a r y g o d n e g o działania. Proste czujniki pomiarowe mogą być poddane recalibracji i możliwe jest wprowadzenie ich nowych charakterystyk do urządzeń pomiarowych automatycznych stacji meteorologicznych. W kwestii charakterystyk wejścia/wyjścia u r z ą d z eń p o m i a r o w y c h zakłada się, że są niezmiennie w okresie eksploatacji polowej. Nie są także poddawane systematycznej, okresowej kontroli, np. w odpowiednich komorach klimatycznych;
- wobec zastosowania podzespołów elektronicznych o wysokim stopniu integracji, niemożliwym jest wprowadzanie korekt działania ich elementów, kompensujących zmiany ich charakterystyk wynikające z procesu starzenia, nieopłacalnym staje się świadczenie usług regeneracyjnych i recalibracyjnych w stosunku do meteorologicznych urządzeń elektronicznych.

W tych warunkach meteorologiczny sprzęt pomiarowy nabiera cech sprzętu nienaprawialnego, tzn. jednorazowego zastosowania. Jak długo proces nieodwracalnych zmian właściwości mechanicznych, elektrycznych, elektromagnetycznych, optycznych itp. materiałów wykorzystanych na wykonanie elementów i podzespołów elektronicznych układów pomiarowych w okresie ich ekspozycji polowej nie przekroczył określonych granic, tak długo urządzenie pomiarowe pracuje wiarygodnie. Po ich przekroczeniu kończy się wiarygodne działanie sprzętu. Nie może on być poddany zabiegom regeneracyjnym lub recalibracyjnym. Zużyte urządzenia pomiarowe trzeba zastąpić nowymi. W większości przypadków proces zużycia toczy się niepostrzeżenie, z kontrolą metrologiczną jedynie czujników pomiarowych.

Producenci nie podają danych dotyczących okresu wiarygodnego działania sprzętu z uwagi na zbyt duże ryzyko niepowodzeń związane ze znacznym rozrzutem tych wartości. Dla użytkownika urządzeń, tj. narodowej Służby Hydrologiczno-Meteorologicznej oznacza to całkowitą zmianę struktury kosztów technicznego utrzymania meteorologicznych systemów pomiarowych w wieloletiu. W pierwszym okresie eksploatacji, zwykle jednorocznym, ulegają redukcji koszty przeglądów, zabiegów regeneracyjnych i kalibracji. Po nim koszty przeglądów, kontroli jakości działania i utrzymania rosną, lecz przede wszystkim znacząco skraca się okres życia urządzeń pomiarowych (z kilkunastu do kilku lat) i rośnie częstość pozyskiwania z budżetu środków finansowych na pokrycie kosztów inwestycyjnych związanych z odnową całego parku zużytych narzędzi pomiarowych meteorologii. Jest to zgodne



Rys. III.29. Okres życia elektronicznych narzędzi pomiarowych meteorologii jest nieokreślony

z oczekiwaniami producentów sprzętu, ponieważ przy stale rosnącej konkurencji w nowej gałęzi przemysłu utrzymuje koniunkturę na aktualne i nowe produkty. Natomiast stan ten jest sprzeczny z interesami osłanianych społeczności narodowych, które zmuszane są do coraz częstszych i większych wydatków inwestycyjnych związanych z utrzymaniem narodowych służb meteorologicznych, nie mówiąc o zakupach chybionych, źle przygotowanych, z wadami ukrytymi itd.

Biorąc pod uwagę powyższe rozważania łatwo zauważyć, że w najlepiej pojętym interesie użytkownika meteorologicznych narzędzi pomiarowych, *pr z e d i c h n a b y c i e m*, leży nie tylko dokonanie prawidłowej oceny ich właściwości metrologicznych i technicznych, ale również dobre rozpoznanie *p r a w d o p o d o b n e g o* okresu wiarygodnej pracy (czasu życia) w warunkach ciągłej ekspozycji polowej, ponieważ okres ten jest bezpośrednią i istotną miarą zasadności ekonomicznej każdego zakupu narzędzi pomiarowych. Ze wszech miar pożytecznymi są też wszystkie postępowania umożliwiające przedłużenie czasu życia współczesnych meteorologicznych narzędzi pomiarowych, takie jak system operacyjnej telemetrycznej diagnostyki wiarygodności systemu pomiarów sygnałów analogowych automatycznych stacji meteorologicznych.

W technice *czas życia* definiowany jest jako przedział czasu, w którym dany podzespół lub urządzenie elektroniczne utrzymuje katalogowe wartości swoich parametrów.

Zużycie narzędzi pomiarowych występuje w wyniku procesu starzenia zachodzącego indywidualnie w elementach, podzespółach i układach elektronicznych narzędzi pomiarowych oraz w wyniku zmiennych warunków wymiany z otoczeniem ciepła Joule'a wytwarzanego w tych narzędziach.

Skutkami procesu zużycia są *r ó ż n i c e s y s t e m a t y c z n e* między wskazaniami przyrządów a wartościami rzeczywistymi, na które składają się nieodwracalny dryf i odwracalna mikrozmienność charakterystyk wejścia/wyjścia urządzenia pomiarowego. Ich suma, po osiągnięciu określonych wartości, eliminuje elektroniczne narzędzie pomiarowe z zastosowań polowych.

Informacji na temat właściwości eksploatacyjnych meteorologicznych narzędzi pomiarowych, w tym prawdopodobnego czasu życia określonego urządzenia, dostarczyć mogą interkalibracje lub programy meteorologicznych pomiarów porównawczych, organizowane pod auspicjami WMO i realizowane na poziomach międzynarodowym, regionalnym, multi- i bilateralnym oraz narodowym.

### 2.11.2. Przybliżona metoda określania czasu życia meteorologicznych układów termometrycznych

Przybliżona prognoza czasu życia układu pomiarowego temperatury może być opracowana przy następujących założeniach:

- rozwój zjawiska mikrozmienności charakterystyki układu pomiarowego ma charakter inercyjny;
- zjawisko może się rozwijać liniowo lub nieliniowo;
- z przeprowadzonych badań wynika, że deformacja charakterystyki urządzenia termometrycznego jest skutkiem dwóch niezależnych procesów mikrozmienności: charakterystyki układu termometrycznego i charakterystyki czujnika termometrycznego. Wynika stąd, że dopuszczalna różnica wskazań  $\pm 0,2^{\circ}\text{C}$ , określona przez WMO dla urządzeń termometrycznych automatycznych stacji meteorologicznych, powinna być rozłożona na dwie równe części dla określenia wartości granicznych różnic, oddzielnie dla układu i czujnika termometrycznego.

Postępowanie analityczno-obliczeniowe, zastosowane dla sformułowania przybliżonej prognozy czasu życia układu termometrycznego, składa się z następujących operacji:

1. Dla każdego miesiąca, dla zmiennej zależnej  $r_1 = (T_{Rw} - 40)$ , z równania regresji wielokrotnej o postaci:

$$y = a_1 \cdot T + a_2 \cdot V + a_3 \cdot RH + a_4 \cdot p + a_5 \cdot t' + b \quad (92)$$

obliczony zostaje szereg wartości składowej systematycznej  $r_{s1} = y_s = f(N)$ , który następnie zostaje zestawiony z szeregiem  $T = f(N)$ , gdzie  $N$  – liczba porządkowa kolejnego pomiaru. Wszystkie trzy szeregi ( $N$ ,  $r_{s1}$ ,  $T$ ) poddane zostają przesortowaniu wg  $T$ . Sporządzony zostaje wykres  $r_{s1} = f(T)$ .

2. Dla szeregu  $r_{s1} = f(T)$  z danego miesiąca, z równania liniowego o postaci:

$$y_i = a_i \cdot T + b_i \quad (93)$$

określona zostaje tendencja zmian dla danego miesiąca oraz obliczone wartości:

$$y_{i\max} = a_i \cdot 40 + b_i; \quad y_{i\min} = a_i \cdot (-30) + b_i$$

3. Sporządzone zostaje estawienie wartości  $y_{i\max}$  z wszystkich miesięcy analizowanego okresu, dla którego wykonano pomiary wartości  $T_{Rw}$ . Do zestawienia wprowadzane są kolumny liczb porządkowych (lp.) kolejnych miesięcy oraz ich wartości względnych  $lp_{\cdot wzgl.} = (lp./lp_{\cdot max})$ . W wykonanych obliczeniach przyjęto  $lp_{\cdot max} = 84$  miesięcy = 7 lat.
4. Zostaje opracowany wykres  $y_{i\max} = f(lp_{\cdot wzgl.})$ .
5. Dla przebiegu rzeczywistego funkcji  $y_{i\max} = f(lp_{\cdot wzgl.})$  wyznaczane są dwa równania tendencji: liniowe i wielomianowe, a z ich postaci wyznaczane są wartości czasu względnego dla punktu przecięcia z linią wartości granicznych  $+0,1^{\circ}\text{C}$ . Wyznaczone wartości przeliczane są na czas kalendarzowy.

#### UWAGA

Zestawienie wartości oraz wykres z równaniem tendencji (pkt. 3-5) wykonuje się zwykle dla  $y_{i\max}$ , ponieważ wynik oszacowania czasu życia układu pomiarowego będzie zazwyczaj krótszy niż dla  $y_{i\min}$ . Jednak w przypadku, gdy charakterystyka urządzenia termometrycznego jest określona ujemną wartością współczynnika kierunkowego tendencji liniowej charakterystyki urządzenia  $r_s = f(T_a)$ , co może wystąpić w pierwszej fazie rozwoju zjawiska samopodrzegwania, różnica systematyczna  $r_s$  obliczona dla wartości dolnej zakresu pomiarowego ( $-30^{\circ}\text{C}$ ) może być wartością ujemną.

#### WYNIK POSTĘPOWANIA

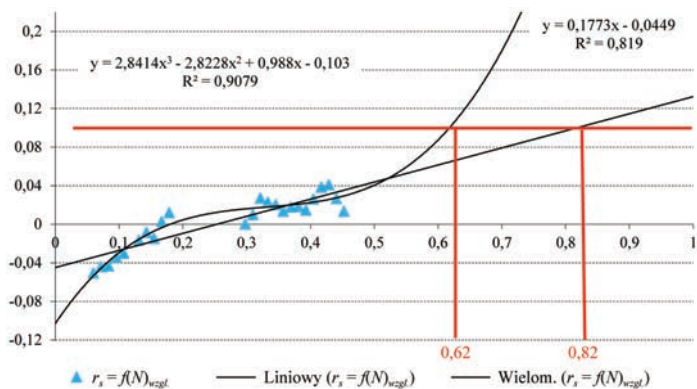
Rzeczywisty czas życia układu termometrycznego, jaki dojdzie do skutku w warunkach ekspozycji polowej, osiągnie wartość pośrednią między wartością wynikającą z założenia nieliniowego przebiegu procesu starzenia (prognoza umiarkowanie pesymistyczna) a wartością wynikającą z założenia liniowego przebiegu procesu starzenia (prognoza optymistyczna). W przeprowadzonych analizach używano okresy życia  $<10$  lat.

Na rysunkach III.30-III.32 przedstawiono wybrane przykłady obliczeń czasu życia układów termometrycznych.

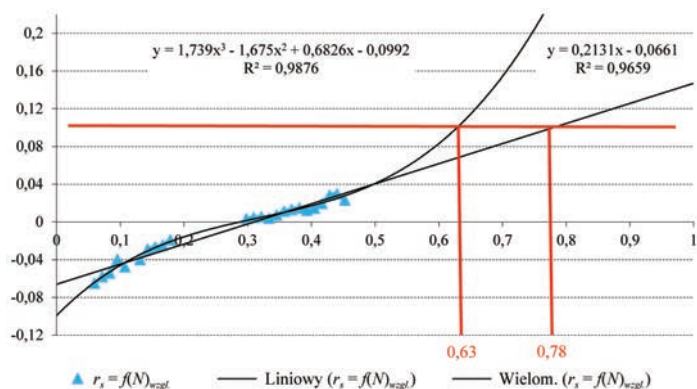
### 2.12. Ocena rozłączna skutków procesów starzenia i samopodgrzewania występujących w charakterystyce urządzenia termometrycznego

Z przeprowadzonych postępowań analityczno-obliczeniowych i analiz fizycznych wynika, że zjawisko mikrozmienności charakterystyk wejścia/wyjścia urządzeń termo-metrycznych jest chwilową sumą skutków procesu starzenia, występujących

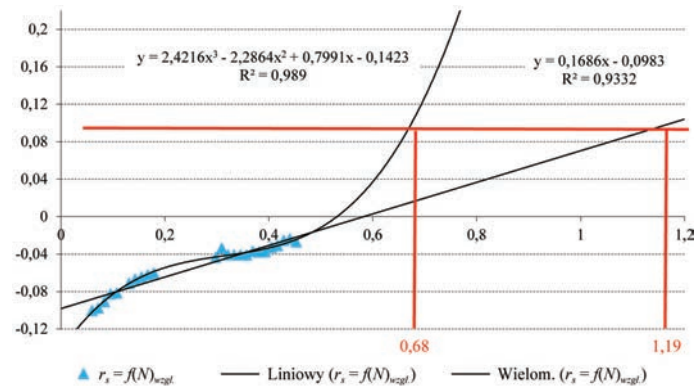




Rys. III.30. Prawdopodobny czas życia układu termometrycznego stacji Elbląg-Milejewo wyniesie od 4 lat i 5 miesięcy do 5 lat i 8 miesięcy



Rys. III.31. Prawdopodobny czas życia układu termometrycznego stacji Koszalin wyniesie od 4 lat i 6 miesięcy do 5 lat i 6 miesięcy



Rys. III.32. Prawdopodobny czas życia układu termometrycznego stacji Chojnice wyniesie od 4 lat i 9 miesięcy do 8 lat i 4 miesięcy; przedłużenie uzyskano w wyniku przeniesienia charakterystyki początkowej do II ćwiartki układu prostokątnego współrzędnych



niezależnie w trzech podzespołach urządzenia termometrycznego (rys.III.1): w układzie pomiarowym, w zasilaczu niezrównoważonego mostka pomiarowego oraz w czujniku termometrycznym.

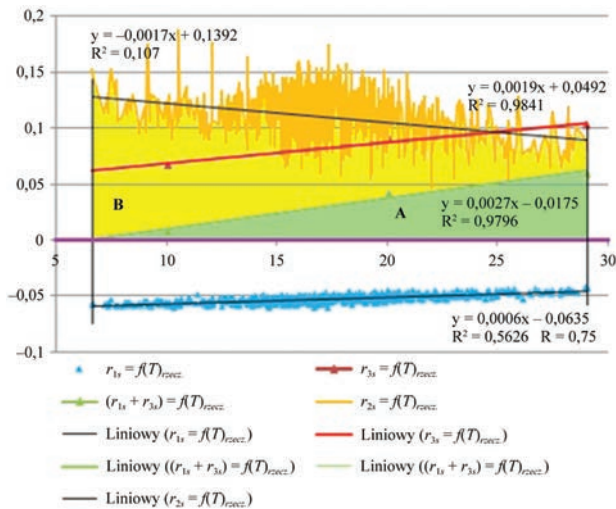
Skutki te mogą być obserwowane indywidualnie za pośrednictwem zespołu pięciu charakterystyk pozyskanych dla jednego i tego samego zestawu podzespołów urządzenia termometrycznego:

1.  $r_{s1} = f(T)_{rzecz.}$  – aktualnej charakterystyki różnic systematycznych układu termometrycznego, pozyskanej z szeregu czasowego wartości  $r_1 = (T_{Rw} - 40)$ . Jest to charakterystyka obciążona sumą skutków procesu starzenia w elementach i podzespołach elektronicznych całego układu termometrycznego (bez zasilacza niezrównoważonego mostka pomiarowego i czujnika termometrycznego – rys. III.1).
2.  $r_{s2} = f(T)_{rzecz.}$  – aktualnej charakterystyki różnic systematycznych urządzenia termometrycznego, pozyskanej z szeregu czasowego wartości  $r_2 = (T_a - T_w)$ . Jest to charakterystyka obciążona sumą skutków procesu starzenia w układzie termometrycznym, w zasilaczu niezrównoważonego mostka pomiarowego oraz w czujniku termometrycznym.
3.  $r_{s3} = f(T)_{rzecz.}$  – aktualnej charakterystyki różnic systematycznych czujnika termometrycznego, określonej w świadectwie wzorcowania w warunkach akredytowanego laboratorium wzorcowniczego (CLAP), w postępowaniu zgodnym ze standardem ISO. Jest to charakterystyka systematycznych różnic wskazań czujnika termometrycznego względem urządzenia odniesienia zachowującego spójność pomiarową z wzorcem państwowym (GUM), liniowo zależnych od temperatury, wynikających ze zmian wartości współczynnika temperaturowego rezystancji w procesie samoistnych, strukturalnych zmian w czasie materiałów rezystywnych. Jest to zatem charakterystyka skutków procesu starzenia czujnika termometrycznego.
4.  $r_n = f(T)_{rzecz.}$  – charakterystyka należna, tj. charakterystyka sumy różnic  $r_{s1} = 0$ ,  $r_{s2} = 0$  i  $r_{s3} = 0$ , jaką powinno wykazywać urządzenie termometryczne wiarygodne.
5.  $(r_{s1} + r_{s3}) = f(T)_{rzecz.}$  – charakterystyka wirtualna urządzenia termometrycznego, jaką by to urządzenie wykazywało po włączeniu czujnika termometrycznego o charakterystyce  $r_{s3} = f(T)_{rzecz.}$  do układu pomiarowego o charakterystyce  $r_{s1} = f(T)_{rzecz.}$ , gdyby jego zasilacz stabilizowany (rys. III.1) zasiliał układ niezrównoważonego mostka pomiarowego (lub układ potencjometryczny) prądem o wartości  $I_z = I_k$ , tj. przewidzianym przez producenta. Jest to zatem charakterystyka urządzenia termometrycznego bez skutków zjawiska samopodgrzewania – bezpośrednich (w równaniu regresji wielokrotnej występujących pod postacią składowej cząstkowej  $(a_T \cdot T)$ ) i pośrednich (w równaniu regresji wie-

lokrotnej występujących pod postacią sumy pozostałych składowych cząstkowych i wyrazu wolnego). Różnice wartości między charakterystyką wirtualną i należną określają zatem wartości wynikające z czystego procesu starzenia urządzenia termometrycznego.

Zespół wybranych charakterystyk jw. został przedstawiony na rys. III.33, na wybranym przykładzie stacji Toruń. Mogą być na nim zaznaczone obszary:

- A – różnic wartości składowych systematycznych zawartych między charakterystyką wirtualną  $(r_{s1} + r_{s3}) = f(T)_{rzecz.}$  a należną, w którym występują wyłącznie różnice wynikające z właściwości aktualnych charakterystyk układu i czujnika termometrycznego, będące skutkiem procesu starzenia wymienionych podzespołów.
- B + A – różnic wartości składowych systematycznych zawartych między aktualną charakterystyką  $r_{s2} = f(T)_{rzecz.}$  urządzenia termometrycznego a charakterystyką należną, w którym występują sumy różnic wynikających ze zjawiska samopodgrzewania czujnika termometrycznego, bezpośrednie i pośrednie, będące skutkiem zmian zachodzących w zasilaczu stabilizowanym, a także wynikające z procesu starzenia układu i czujnika termometrycznego.
- B – różnic wartości składowych systematycznych zawartych między charakterystyką  $r_{s2} = f(T)_{rzecz.}$  urządzenia termometrycznego a charakterystyką wirtualną  $(r_{s1} + r_{s3}) = f(T)_{rzecz.}$ , w którym, w różnicy  $(B + A) - A$ , występują prawdopodobnie wyłącznie różnice wynikające ze zjawiska samopodgrzewania czujnika termometrycznego, bezpośrednie i pośrednie.



Rys. III.33. Zespół charakterystyk różnic systematycznych układu termometrycznego (Toruń, czerwiec 2017)

Charakterystyki jw. dotyczą tego samego zestawu podzespołów urządzenia termometrycznego.

Wzajemne proporcje tych obszarów mogą być wykorzystane dla przybliżonej oceny, w zmierzonym zakresie zmienności temperatury:

- względnego stopnia rozwoju procesu starzenia układu i czujnika termometrycznego;
- względnego stopnia rozwoju zjawiska samopodgrzewania czujnika termometrycznego.

Przybliżone tempo procesu starzenia oraz rozwoju zjawiska samopodgrzewania może być określone z przyrostu odnośnych rzędnych w kolejnych miesiącach, dla określonej wartości temperatury.

#### UWAGA

Ujemna wartość współczynnika regresji w równaniu tendencji charakterystyki urządzenia  $r_{s2} = f(T)_{rzecz.}$  wynika z właściwości związków fizycznych określających ciepło Joule'a.

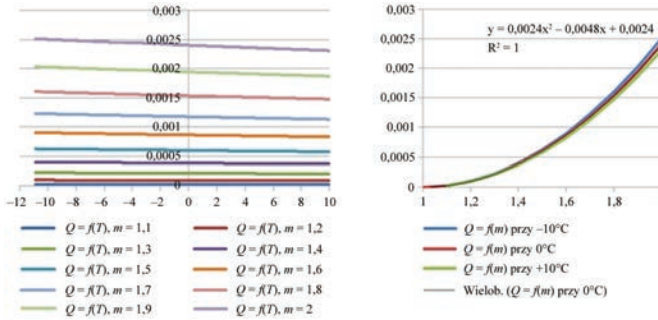
Przy założeniu, że w zakresie zmienności temperatury meteorologicznej zależność rezystancji platyny od temperatury może być opisana znanym równaniem Callendara o postaci:

$$R_T = R_0(1 + AT + BT^2) \quad (94)$$

niepożądana ilość ciepła Joule'a  $Q$ , wydzielonego w czujniku rezystancyjnym, a wynikająca ze wzrostu prądu zasilania  $I_z > I_k$ :

$$Q = k \cdot (I_z - I_k)^2 \cdot R_T = k \left[ \frac{U_z - U_k}{R_T} \right]^2 \cdot R_T = \frac{0,24[(m-1)U_k]^2}{R_0(1+AT+BT^2)} \quad (95)$$

przy niezmiennych wartościach  $m$  i  $R_0$ , w charakterystyce danego miesiąca, jest funkcją narastającą kwadratowo wraz z liniowo zmieniającym się przyrostem ( $m$ ) napięcia zasilania niezrównoważonego mostka termometrycznego (rys. III.34), przy stałej temperaturze, a także wykazującą ujemną wartość współczynnika regresji tendencji funkcji  $Q = f(T)$ , co uwidacznia się na odnośnych wykresach  $r_s = f(T)_{rzecz.}$  Może się zdarzyć, że współczynnik regresji liniowego równania tendencji będzie w specyficznych przypadkach dodatni lub zerowy, ponieważ charakterystyka urządzenia termometrycznego przedstawia sumę charakterystyk ww. trzech podzespołów.



Rys. III.34. Ilość nadmiernego ciepła  $Q$ , wydzielonego w czujniku rezystancyjnym, jako funkcja dwóch zmiennych: temperatury  $T$  i krotności wzrostu napięcia zasilania  $m = U_z/U_k$  oraz jako funkcja  $Q = f(m)$  przy  $T = \text{const}$ .

W celu realizacji postępowania analityczno-obliczeniowego należy:

- złożyć szeregi czasowe  $T = f(N)$ ; z szeregu różnic  $(T_{Rw} - 40)$  pozyskany szereg wartości  $r_{s1} = f(N)$ ; z szeregu różnic  $(T_a - T_w)$  pozyskany szereg wartości  $r_{s2} = f(N)$ . Cały zbiór posortować wg  $T$ ;
- w oddzielnej kolumnie, przy odpowiednich wartościach temperatury  $T$  wpisać wynikające ze świadectw wzorcowania wartości różnic  $r_{s3} = -p$ ;
- dla wartości z p. 2 jw. obliczyć sumy odpowiednich wartości  $r_{s1} + r_{s3}$  i wpisać je w oddzielnej kolumnie;
- sporządzić i sformatować wykres zbiorczy  $[r_{s1}; r_{s2}, r_{s3}, (r_{s1} + r_{s3})] = f(T)$ ;
- na wykresie zaznaczyć charakterystykę należną  $r = 0$ ;
- zaznaczyć barwami obszary A i B;
- opracować komentarz.

Dla zilustrowania właściwości przedstawionej metody oceny rozłącznej skutków procesów starzenia i samopodgrzewania, występujących w charakterystyce urządzenia termometrycznego, zamieszczono poniżej dwa przykłady jej zastosowania.

#### KOMENTARZ do rys. III.35

- 1) Wiarygodna ocena rozłączna skutków procesów starzenia i samopodgrzewania występujących w charakterystyce urządzenia termometrycznego nie może być dokonana.
- 2) Przyczyną tego stanu rzeczy jest przesunięcie równoległe charakterystyki  $r_{s2} = f(T)$  o nieznaną wartość na osi rzędnych  $r_s$  do ujemnych wartości II ćwiartki układu współrzędnych prostokątnych. Przesunięcie to nie jest skutkiem procesów fizycznych, ponieważ te wywołują zmiany dodatnie. Wynika ono z różnicy  $r = (T_a - T_w)$ , w której  $T_a < T_w$  we wszystkich wartościach zmierzonego szeregu danych, co wskazuje na systematyczne zaniżanie wartości  $T_a$  lub zawyżanie wartości  $T_w$ .

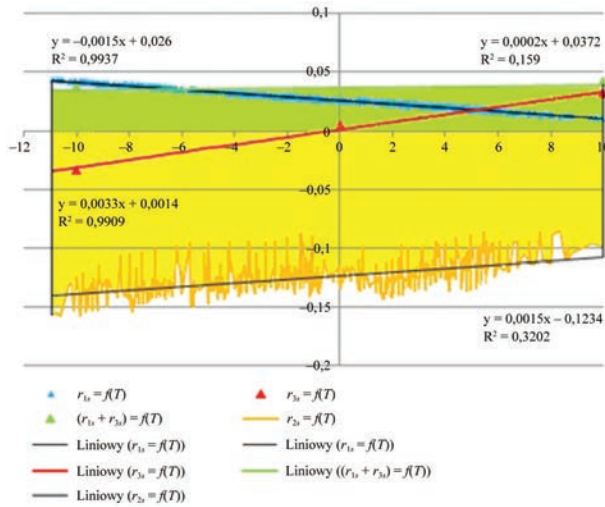
- 3) Przesunięcie charakterystyki w kierunku wartości ujemnych może wynikać z:
  - niewłaściwego ustawienia zera przetwornika analogowo-cyfrowego;
  - odstąpienia od obowiązku uwzględnienia poprawek na charakterystykach czujnika pomiarowego lub termometru odniesienia lub wadliwego ich wprowadzenia;
  - awarii lub wadliwych wskazań urządzeń mierzących wartości zmiennych niezależnych ( $V, RH, p$ ) pośrednio wpływających na wskazania urządzenia termometrycznego;
  - innych przyczyn deformujących wartości  $T_a$  lub  $T_w$  w sposób systematyczny, np. wartości fizycznych uczestniczących w kształtowaniu warunków wymiany z otoczeniem ciepła Joule'a, nieuwzględnionych w równaniu regresji wielokrotnej, jak np. natężenie promieniowania słonecznego.
- 4) Określenie faktycznych przyczyn tego stanu rzeczy może nastąpić jedynie w czasie rzeczywistym, na stacji meteorologicznej przy współpracy z pracownikami serwisu technicznego

#### KOMENTARZ do rys. III.36

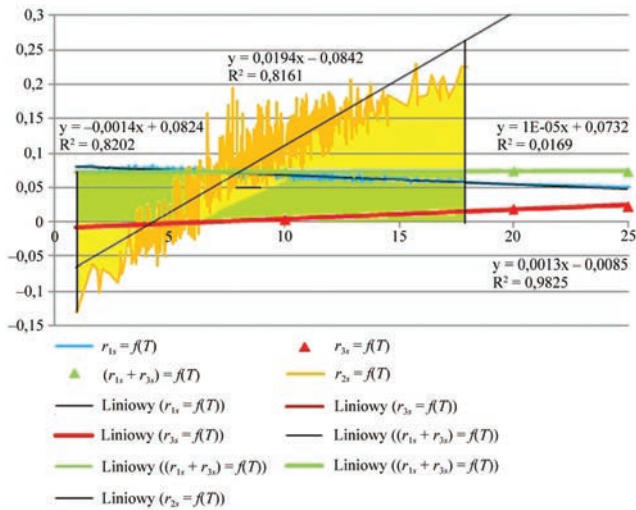
- 1) Punkty charakterystyk  $r_{s3} = f(T)$  i  $(r_{s1} + r_{s3}) = f(T)$  dla wartości temperatury  $T > 18^\circ\text{C}$  uzyskano z ekstrapolacji liniowej tendencji charakterystyk zmierzonych.
- 2) W całym zakresie obszaru A, w którym występują wyłącznie różnice wynikające z właściwości aktualnych charakterystyk układu i czujnika termometrycznego  $(r_{s1} + r_{s3}) = f(T)$  nie występuje zmienność wartości w zależności od temperatury.
- 3) W całym obszarze B + A występuje zmienność funkcji  $r_{s2} = f(T)$  systematycznie zależna od temperatury. Zjawisko samopodgrzewania czujnika termometrycznego jest silnie rozwinięte. Wartość błędu systematycznego rzędu  $+0,2^\circ\text{C}$  zostaje osiągnięta w pobliżu  $15^\circ\text{C}$ .
- 4) Zasilacz stabilizowany mostka pomiarowego – zużyty. Urządzenie termometryczne wymaga wymiany na nowe.

Przedstawione przypadki, nawet w tej przybliżonej postaci, stanowią dobrą ilustrację problemu mikrozmienności charakterystyk urządzeń termometrycznych automatycznych stacji meteorologicznych. W syntetycznych zestawieniach ukazują, że:

- suma zmian systematycznych charakterystyk wejścia/wyjścia urządzeń termometrycznych automatycznych stacji meteorologicznych wynika ze złożonych procesów fizycznych, których przyczyną są indywidualne zmiany wewnętrzne (starzenie) i wpływy zewnętrzne (licznych zmiennych fizycznych), zachodzące w różnych powiązaniach w podzespołach funkcjonalnych tych urządzeń;
- w kształtowaniu tych zmian uczestniczą w sposób istotny nie tylko temperatura otoczenia, ale inne wielkości fizyczne;



Rys. III.35. Zespół charakterystyk różnic systematycznych układu termometrycznego (Chojnice, luty 2017)



Rys. III.36. Zespół charakterystyk różnic systematycznych układu termometrycznego (Elbląg, październik 2017)

- nieustannie zmienne skutki tych wpływów mogą być określane w trybie quasi-operacyjnym, w wyniku wykorzystania zautomatyzowanej i zintegrowanej wersji opracowanego i zweryfikowanego w niniejszym eksperymencie wdrożeniowym postępowania analityczno-obliczeniowego dla monitoringu wiarygodności pomiarów temperatury powietrza automatycznych stacji meteorologicznych, metodą pomiarów porównawczych;

- proces zmian systematycznych pojmowany całościowo, a występujący masowo we wszystkich urządzeniach termometrycznych stacji meteorologicznych systemu PSHM, prowadzi do istotnego naruszenia wiarygodności pomiarów temperatury i jej szeregów czasowych gromadzonych w bazie danych meteorologicznych, a także do zawyżania wartości odnośnych danych charakteryzujących aktualne warunki klimatyczne Polski.

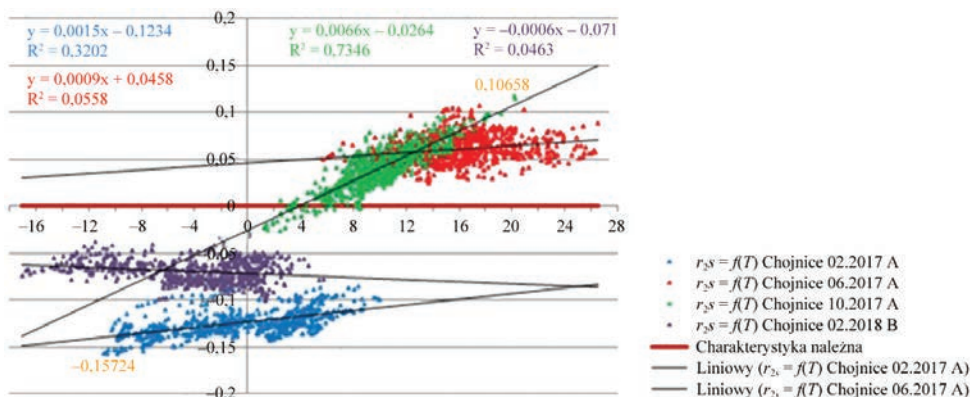
Ze względu na przedstawiony charakter tych zmian, koniecznym staje się zorganizowanie i wprowadzenie w polskiej służbie systemu monitoringu i korygowania wartości temperatury, zmierzonych za pośrednictwem urządzeń termometrycznych automatycznych stacji meteorologicznych, pracujących w naziemnym systemie pomiarowym Polskiej Służby Hydrologiczno-Meteorologicznej.

### **2.13. Ocena cyklu zmian zasilacza układu nie zrównoważonego mostka pomiarowego**

Ocena zmian zachodzących w zasilaczu układu nie zrównoważonego mostka pomiarowego może być dokonana w sposób pośredni, w oparciu o wykres zestawieniowy charakterystyk urządzenia termometrycznego, najlepiej pozyskanych przy współpracy z jednym i tym samym czujnikiem pomiarowym, w rocznym okresie. Jeśli warunek ten nie może być spełniony w pierwszym lub ostatnim miesiącu cyklu rocznego, zastępczo może być wykorzystana charakterystyka z innego czujnika, lecz z wyraźnym zaznaczeniem tego stanu rzeczy na wykresie. Charakterystyką odniesienia jest charakterystyka należna, tj.  $r_{s2} = f(T) = 0$ , która w przypadku ułożenia się charakterystyk z wybranych miesięcy w bliskiej przyległości, potwierdza, że wskazania urządzenia termometrycznego w całym zakresie pomiarowym temperatury ( $-30^{\circ}\text{C} \div +40^{\circ}\text{C}$ ) nie wykazują różnic systematycznych  $r_{s2}$  względem urządzenia odniesienia. Wykres zestawieniowy tego rodzaju może być formalnym dokumentem potwierdzającym wiarygodność urządzenia termometrycznego i szeregów czasowych danych pozyskanych w udokumentowanym czasie.

Ogólnie, przesunięcia charakterystyk miesięcznych  $r_{s2} = f(T)$  względem rocznej charakterystyki należnej dokumentują wadliwą pracę zasilacza układu nie zrównoważonego mostka pomiarowego w zmieniających się warunkach termicznych atmosfery, a więc i w warunkach wymiany z otoczeniem ciepła Joule'a, wytworzonego w czasie pracy elektronicznych podzespołów funkcjonalnych urządzenia termometrycznego, m.in. w podzespole zasilacza stabilizującego wartość napięcia zasilającego mostek. W urządzeniu zużyтым, wraz ze zmianą temperatury pracy układu stabilizującego napięcie może się nieznacznie zmieniać jego charakterystyka, a więc i napięcie na wyjściu, co jest bezpośrednią przyczyną powstawania systematycznych składowych różnic  $r = (T_a - T_w)$ .





Rys. III.37. Wykres zestawieniowy miesięcznych charakterystyk urządzenia termometrycznego stacji Chojnice w okresie 02.2017-02.2018

Jeżeli jednak różnice systematyczne  $r_{s2}$  wystąpią, to są one spowodowane odchyleniami punktu pracy zasilacza od wartości, przy której natężenie prądu  $I_z$  zasilającego mostkowy układ pomiarowy było równe wartości konstrukcyjnie właściwej  $I_k$ . Przyczyną tych odchyżeń jest następująca z biegiem czasu zmiana podatności na wpływy temperatury stabilizowanego zasilacza niezrównoważonego mostka pomiarowego pracującego w urządzeniu termometrycznym. Stopień tej podatności może być oceniony w przybliżeniu za pośrednictwem jej udokumentowanych skutków, np. dla charakterystyk z rys. III.37 różnicy rzędnych:

$$\Delta = (r_{s2})_{max} - (r_{s2})_{min} = 0,10658 - (-0,15724) = 0,26382$$

tj. wartości maksymalnej i minimalnej odchyżeń, jakie wystąpiły w skrajnych charakterystykach dla danego roku. Stopień podatności zasilacza na wpływy temperatury może być oceniany według umownej skali różnic  $\Delta$ :

- $\Delta = 0 \div (\pm 0,05)$  – mała;
- $(\pm 0,05) \div (\pm 0,10)$  – średnia;
- $(\pm 0,10) \div (\pm 0,15)$  – duża;
- $(\pm 0,15) \div (\pm 0,20)$  – bardzo duża.

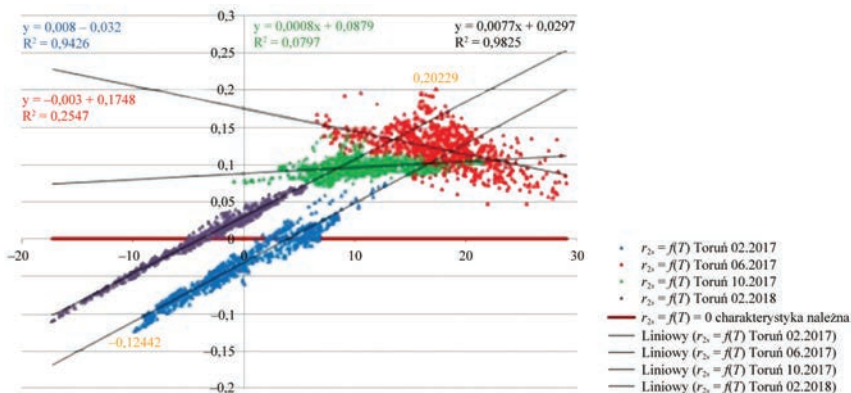
Na przytoczonym dla przykładu wykresie zestawieniowym dla stacji Chojnice złożono cztery charakterystyki urządzenia termometrycznego ze wskazanych lat w odpowiedni cykl miesięcy luty-czerwiec-październik-luty. Potwierdzają one ciągłość procesu zmian o charakterze progresywno-nawrotnym, zachodzących przy różnych przyrostach jednostkowych składowej systematycznej, określających współczynniki regresji  $a = \text{tga} = \Delta r_{s2} / \Delta T$ . Wartość przyrostów jednostkowych jest proporcjonalna do stopnia podatności zasilacza na wpływy temperatury.



## WNIOSKI

1. Charakterystyki z lutego i czerwca 2017 r. wskazują podobną i jednocześnie największą skuteczność stabilizacji napięcia zasilania mostka pomiarowego, o czym mówią małe i podobne wartości współczynników regresji i wynikające z nich małe wartości przyrostów jednostkowych  $\Delta r_{s2}/\Delta T$  składowej systematycznej. Charakterystyki są jednak rozsunięte względem siebie o niespełna  $0,17^{\circ}\text{C}$ , co oznacza, że zasilacz ma dwa quasi-stabilne punkty pracy, po jednym w górnym i dolnym podzakresie temperatury.
2. Dryf charakterystyki w okresie od lutego do czerwca, a także od listopada do lutego następnego roku odbywa się przy przyrostach jednostkowych cztero- do pięciokrotnie większych. Trzeba też zauważyć, że charakterystyka w całym cyklu rocznych zmian nie wraca do pozycji wyjściowej, a pozostaje względem niej trwale przesunięta o około  $0,1^{\circ}\text{C}$ . Tworzy to przesłankę do założenia, że jest to aktualna wartość roczna składowej nieodwracalnej zjawiska mikrozmienności charakterystyki termometrycznej, będąca skutkiem procesu starzenia, którą potwierdza też progresywna składowa cząstkowa zależna od czasu, równania regresji wielokrotnej, opisującego zależność  $r_{s2} = f(T, V, RH, p, t')$ .
3. Wyraźnie zarysowujące się cztery okresy zmian charakterystyki roboczej urządzenia termometrycznego wydają się być skojarzone z charakterystycznymi podzakresami zmienności temperatury, występującymi w określonych porach roku. Podzakres temperatury średni występuje najczęściej w cyklu zmian rocznych. W tym podzakresie praca zasilacza trwa zatem najdłużej, z czego wynika stosunkowo największe jego zużycie, czyli stopniowo narastające największe wartości odchylenia od charakterystyki należytnej i największe wartości przyrostów jednostkowych stabilizowanego napięcia lub prądu. W przeciwieństwie do tego praca w podzakresach skrajnych dochodzi do skutku w znacznie krótszych okresach czasu, co wydaje się być przyczyną mniejszego zużycia i widocznie lepszej skuteczności stabilizacji zasilania. Są to jednak przybliżone oceny, bowiem proces starzenia ma w każdym przypadku wybitnie indywidualny charakter. Przyczyną zmian wartości przyrostów jednostkowych może też być potencjalnie duża inercja cieplna układu kompensacji temperatury, który nie nadąża za jej zmianami w miesiącach o dużej zmienności temperatury dobowej.

Wnioski powyższe potwierdzają dalsze przykłady, które równocześnie ukazują całą złożoność procesu starzenia urządzeń termometrycznych, jego wysoce indywidualne przebiegi, a także dokumentują znaczenie, jakie dla naziemnych systemów pomiarowych współczesnej meteorologii mają systemy monitoringu wiarygodności pomiarów temperatury powietrza.



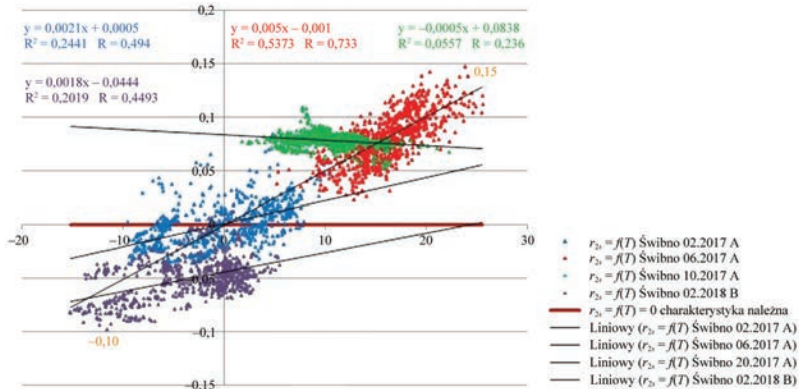
Rys. III.38. Wykres zestawieniowy miesięcznych charakterystyk urządzenia termometrycznego stacji Toruń w okresie 02.2017-02.2018

#### KOMENTARZ do rys. III.38

- 1) Stopień podatności zasilacza na wpływy temperatury – bardzo duży ( $\Delta = 0,32671$ ).
- 2) Podatność w podzakresie temperatur niskich – bardzo duża; w podzakresie temperatur średnich – średnia; w podzakresie temperatur wysokich – mała.
- 3) Powrót do pozycji wyjściowej – z przesunięciem na osi rzędnych  $+0,0617$ . Tworzy to przesłankę do założenia, że jest to aktualna wartość roczna składowej nieodwracalnej zjawiska mikrozmienności charakterystyki termometrycznej, będąca skutkiem procesu starzenia zasilacza, którą potwierdza też progresywna składowa cząstkowa równania regresji wielokrotnej, opisującego zależność  $r_{s2} = f(T, V, RH, p, t')$  zależna od czasu.
- 4) Charakterystyka z czerwca 2017 r. wskazuje, że skuteczność stabilizacji napięcia zasilania mostka pomiarowego w tym miesiącu była największa, na co wskazuje mała wartość współczynnika regresji i wynikające z niej małe wartości przyrostów jednostkowych  $\Delta r_{s2}/\Delta T$  składowej systematycznej. Przyczyny wystąpienia znaku ujemnego przy współczynniku regresji jak w p. 2.12 – *Uwaga* i Chojnice p. 3.
- 5) Zasilacz ma jeden quasi-stabilny punkt pracy, w górnym podzakresie temperatury.
- 6) Dryf charakterystyki w lutym 2017 r. i lutym następnego roku odbywa się przy dużych, praktycznie identycznych przyrostach jednostkowych.

#### KOMENTARZ do rys. III.39

- 1) Stopień podatności zasilacza na wpływy temperatury – bardzo duży ( $\Delta = 0,25$ ).
- 2) Podatność w podzakresie temperatur niskich – duża; w podzakresie temperatur średnich – mała; w podzakresie temperatur wysokich – duża.



Rys. III.39. Wykres zestawieniowy miesięcznych charakterystyk urządzenia termometrycznego stacji Świbno w okresie 02.2017-02.2018

- 3) W lutym 2018 r. praca układu pomiarowego z nowym czujnikiem termometrycznym B o charakterystyce podobnej, lecz nie identycznej z czujnikiem A. Założono, że różnica między obiema charakterystykami:  $r = y_1 - y_2 = (a_{1T} + b_1) - (a_{2T} + b_2) = (a_1 - a_2)_T + (b_1 - b_2)$  dla wartości  $T = 0$  wynosi  $r_2 = (b_1 - b_2)$  i jest bardzo mała, co oznacza, że charakterystyka czujnika A miałaby przebieg podobny do charakterystyki B. W tym przypadku stopień podatności zasilacza na wpływy temperatury, oceniony w przybliżeniu za pośrednictwem jej udokumentowanych skutków, wynosi:  $\Delta = (r_{s2})_{max} - (r_{s2})_{min} = 0,15 - (-0,1) = 0,25$ . Tworzy to przesłankę do założenia, że jest to aktualna wartość rocznej nieodwracalnej zjawiska mikrozmienności charakterystyki termometrycznej, będąca skutkiem procesu starzenia zasilacza, którą potwierdza też progresywna składowa cząstkowa równania regresji wielokrotnej, opisującego zależność  $r_{s2} = f(T, V, RH, p, t')$ , zależna od czasu.
- 4) Charakterystyka z października 2017 r. wskazuje, że skuteczność stabilizacji napięcia zasilania mostka pomiarowego w tym miesiącu była największa, na co wskazuje mała wartość współczynnika regresji i wynikające z niej małe wartości przyrostów jednostkowych  $\Delta r_{s2}/\Delta T$  składowej systematycznej. Przyczyny wystąpienia znaku ujemnego przy współczynniku regresji jak w p. 2.12 – Uwaga i Chojnice p. 3.
- 5) Zasilacz ma jeden quasi-stabilny punkt pracy, w średnim podzakresie temperatury.
- 6) Dryf charakterystyki w lutym 2017 r. i lutym następnego roku odbywa się przy dużych, praktycznie identycznych przyrostach jednostkowych.

Przykład specyficznej pracy zasilacza układu mostkowego urządzenia termometrycznego stacji Chojnice dobrze objaśnia przyczynę sporadycznego występowania w szeregach wartości reszt  $r_p$  równań regresji wielokrotnej, szczytkowych

wartości składowej systematycznej  $r'_s$ . Dla ich określenia i przeniesienia do szeregu składowych systematycznych  $r_s$  różnicy  $r = (T_a - T_w) = r_s + r_p$  wykorzystywane jest dodatkowe postępowanie korekcyjne, oparte na określeniu tendencji za pomocą równań wielomianowych wysokich stopni (cz. II, p. 6).

Jak to wynika z rysunku III.37, bezpośrednią przyczyną takiego przypadku jest specyficzna praca układu elektronicznego, stabilizującego napięcie zasilania układu mostka niezrównoważonego, w cyklu rocznych zmian temperatury powietrza. Praca ta może być oceniona pośrednio i w przybliżeniu, w wyniku porównania czterech rzeczywistych charakterystyk miesięcznych pozyskanych w cyklu rocznym z teoretyczną charakterystyką należną:  $r_s = f(T, V, RH, p, t) = 0$ , jaka powinna występować w cyklu rocznym dzięki prawidłowej pracy układu stabilizującego napięcie zasilania mostka. Odchylenia charakterystyk miesięcznych  $r_s = f(T)$  od charakterystyki należyj są zatem pośrednią miarą zmian zachodzących w zasilaczu. Na wykresie zestawieniowym przedstawionym na rys. III.37 wyraźnie zaznaczają się trzy umowne podzakresy temperatury otoczenia:

- dolny, w którym pozyskane charakterystyki  $r_s = f(T)$  ze stycznia 2017 r. i stycznia 2018 r. wykazują różne, istotne wartości dryfu  $b$  oraz różne, lecz małe wartości współczynników regresji  $a$  w równaniach liniowych tendencji. Wynika stąd, że w tym podzakresie temperatury punkt pracy zasilacza był przesunięty najpierw o wartość  $-0,12^\circ\text{C}$ , a po roku o wartość  $-0,07^\circ\text{C}$ , wykazując dryf roczny charakterystyki o  $+0,05^\circ\text{C}$ . W obu tych przypadkach wystąpiły różne, najpierw dodatnie, a następnie ujemne, lecz nieznaczne wartości przyrostów jednostkowych, wskazujące na pewną nieskuteczność stabilizacji napięcia.
- górny, w którym pozyskana charakterystyka  $r_s = f(T)$  z czerwca 2017 r. wykazuje istotną wartość  $b$  dryfu oraz małą, dodatnią wartość współczynnika regresji  $a$  w równaniu liniowym tendencji. Wynika stąd, że w tym podzakresie temperatury punkt pracy zasilacza był przesunięty o wartość  $+0,05^\circ\text{C}$ . W tym przypadku wystąpiła dodatnia, lecz nieznaczna wartość przyrostu jednostkowego, wskazująca na pewną nieskuteczność stabilizacji napięcia.
- środkowy, w którym pozyskana charakterystyka  $r_s = f(T)$  z października 2017 r. wykazuje małą wartość dryfu  $b$  ( $-0,03^\circ\text{C}$ ) oraz dużą współczynników regresji  $a$  w równaniu liniowym tendencji. Wynika stąd, że w tym podzakresie temperatury punkt pracy zasilacza nie był ustabilizowany i wraz z rosnącą temperaturą przesuwiał się o duże wartości przyrostów jednostkowych. Wystąpiła znaczna nieskuteczność stabilizacji napięcia, która może być oceniona po skutkach:  $r_s = -0,22^\circ\text{C}$  przy  $-30^\circ\text{C}$  i  $+0,24^\circ\text{C}$  przy  $+40^\circ\text{C}$ .

Przyczyną sporadycznego wystąpienia w szeregach wartości reszt  $r_p$  równań regresji wielokrotnej szczytkowych wartości składowej systematycznej jest zatem równoczesne wystąpienie dwóch niezależnych przyczyn:

- 1) odkształcenia charakterystyki zasilacza stabilizowanego od postaci należnej  $(U_z - U_k) = f(T) = 0$  do charakterystyki trzyczęściowej  $(U_z - U_k) = f(T) \neq 0$ , np. o dwóch, znacznie rozsuniętych podzakresach pracy quasi-stabilnej w obszarach górnym i dolnym temperatury powietrza oraz niestabilizowanym podzakresie przejściowym temperatury, co w cyklu rocznym zmian temperatury tworzy dwa przebiegi zintegrowanej charakterystyki rocznej  $r_s = f(T)$ . W cyklu tym przebiegi mogą wystąpić w różnych kombinacjach charakterystyk miesięcznych stabilnych (o tendencji:  $a = 0$  lub  $a \approx 0$ ) i niestabilnych ( $a \neq 0$ ), na trzech odcinkach umownych temperatury (górnym, dolnym i przejściowym). Wyjątek tworzą dwa przypadki:
  - gdy  $a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = 0$  lub  $a_1 \approx a_2 \approx a_3 \approx a_4 \approx 0$ , co wystąpi w zintegrowanej charakterystyce rocznej należnej lub quasi-należnej (niezdeformowanej) i potwierdzi wiarygodność urządzenia termometrycznego;
  - gdy  $a_1 \approx a_2 \approx a_3 \approx a_4 \neq 0$ , co wystąpi w zintegrowanej charakterystyce rocznej zdeformowanej w całym zakresie rocznym zmian temperatury i potwierdzi pełną niewiarygodność urządzenia termometrycznego.
- 2) wystąpienia w charakterystyce miesięcznej temperatury  $T = f(t')$  wartości z podzakresu pokrywającego się z jednym z punktów przebiegi charakterystyki trzyczęściowej, co stworzy warunki do wystąpienia w jednym szeregu czasowym dwóch fragmentów o różnych tendencjach. Szereg taki, aproksymowany w postępowaniu regresji wielokrotnej równaniami liniowymi, pozostawia szczerkowe wartości składowej systematycznej  $r'_s$ , które są następnie zaliczane do szeregu reszt i powiększają asymetrię jego rozkładu widmowego.

Tendencja liniowa, obliczona dla pozyskanej charakterystyki miesięcznej  $r_s = f(T)$ , wykaże mniejszą wartość współczynnika korelacji lub współczynnika dopasowania.

Opisane postępowanie jest racjonalnym sposobem oceny stopnia podatności zasilacza układu niezrównoważonego mostka pomiarowego na wpływy temperatury, który może być określany w przybliżonym cyklu rocznych zmian temperatury powietrza za pośrednictwem umownej skali różnic  $\Delta$  przedstawionej na początku niniejszego podrozdziału.

Przypadek ten jest dobrym przykładem wysokiej skuteczności postępowań diagnostycznych, umożliwiających objaśnienie złożonych zjawisk fizycznych występujących w urządzeniach termometrycznych automatycznych stacji meteorologicznych, w oparciu o związki przyczynowo-skutkowe, wynikające z postępowań analityczno-obliczeniowych metody statystycznej regresji wielokrotnej.

### 3. Starzenie elementów elektronicznych układów pomiarowych<sup>4</sup>

Proces starzenia się rezystorów jest naturalnym zjawiskiem fizycznym występującym z upływem czasu, powodującym nieodwracalne zmiany mające bezpośredni wpływ na wartość zmian rezystancji. Rezystor może ulegać starzeniu samoistnemu, jak również pod wpływem czynników wymuszających: klimatycznych, elektrycznych i mechanicznych. Źródła zmian rezystancji leżeć mogą w samym elemencie przewodzącym, w podłożach konstrukcyjnych, w miejscach styków, a nawet w samych wyprowadzeniach. Na przyczyny powolnych zmian może wpływać wiele czynników, z których najważniejsze to samoistne zmiany strukturalne w materiałach rezystywnych (wiązących i konstrukcyjnych), pokrycia ochronne, narażenie klimatyczne, elektryczne i mechaniczne oraz samo rozwiązanie konstrukcyjne rezystora.

Przepływ prądu elektrycznego przez rezystor powoduje we wszystkich przypadkach przyspieszenie procesów starzenia. Każdy rezystor znajduje się też pod wpływem działania wilgoci. Można przyjąć, że narażenia napięciowe, prądowe, temperatury otaczającego powietrza, wilgotności lub drgań występują powszechnie i jako takie uznać je należy za typowe czynniki wymuszające, rzutujące na procesy starzenia w rezystorach. Wpływ na te procesy ma również atmosfera przesycona solami, spotykana we mgłę wody morskiej, środowiska o silnej koncentracji pyłów itp.

W podobnych uzależnieniach kształtują się procesy starzenia innych elementów i podzespołów elektronicznych: tranzystorów, diod, termistorów, fotorezystorów, kondensatorów i ich odpowiedników w układach scalonych.

Podstawowym zastosowaniem termistorów jest kompensacja wpływu zmian temperatury otoczenia na właściwości elektryczne różnych elementów elektronicznych, w tym podzespołów funkcjonalnych układu pomiaru i kształtowania sygnałów analogowych przedstawionego na rys. I.1. Proces starzenia termistora wpływa bezpośrednio na postać charakterystyki wejścia/wyjścia układu termometrycznego.

Mimo standaryzacji produkcji, elementy i podzespoły elektroniczne pochodzące od różnych producentów niekiedy dość znacznie różnią się między sobą właściwościami. Zastosowane następnie przez różnych producentów w standardowych podzespołach np. automatycznych stacji meteorologicznych są przyczyną

---

<sup>4</sup> Kotecki J., 1971, Rezystory, Wydawnictwa Komunikacji i Łączności, Warszawa

niepożądanego skracania czasu życia meteorologicznych narzędzi pomiarowych. Czas życia meteorologicznego narzędzia pomiarowego, tj. czas jego wiarygodnej pracy w warunkach polowych z zachowaniem standardów WIGOS, ma podstawowe znaczenie dla ekonomii narodowych służb meteorologicznych.



#### 4. Ciepłne warunki pracy podzespołów i urządzeń<sup>5</sup>

*Warunki ciepłne pracy elektronicznego urządzenia pomiarowego zależą przede wszystkim od:*

- 1. mocy wydzielanej w urządzeniu, w czasie pracy, pod postacią ciepła oraz jej rozkładu pomiędzy poszczególne bloki przyrządu;*
- 2 warunków chłodzenia, a w szczególności od temperatury otoczenia, powierzchni chłodzącej i jej wykończenia, rodzaju środka chłodzącego (powietrze, ciecz) itp. Od źródła mocy (transformator, rezystor, tranzystor itp.) ciepło rozchodzi się do otoczenia za pomocą przewodzenia, konwekcji i promieniowania. Przy określaniu warunków ciepłnych pracy, zarówno poszczególnych podzespołów, jak i całych urządzeń, główną rolę odgrywają dwa ostatnie zjawiska tj. konwekcja i promieniowanie.*

*Dokładne obliczenie wymiany ciepła między danym obiektem a otoczeniem jest trudne przede wszystkim ze względu na nieliniowy charakter występujących zależności i dużą liczbę wielkości wpływowych (wilgotność i ciśnienie otaczającego powietrza, kształt i powierzchnia obiektu i jego usytuowanie w przestrzeni itp.). Dlatego też przy obliczeniach dokładnych stosuje się zwykle maszyny matematyczne działające wg specjalnych programów, opracowanych przez termodynamików.*

W treści przytoczonego cytatu znajdują potwierdzenie wszystkie założenia metodyczne opracowanej metody detekcji, identyfikacji oraz określania związków jakościowych i ilościowych zjawiska mikrozmienności charakterystyk wejścia/wyjścia urządzeń pomiarowych sygnałów analogowych w automatycznych stacjach meteorologicznych.

---

<sup>5</sup> Karkowski Z., 1985, Miernictwo elektroniczne, Wydawnictwa Szkolne i Pedagogiczne, Warszawa



**CZEŚĆ IV.**  
**WARUNKI KLIMATYCZNE**  
**NA BADANYCH STACJACH**  
**W 2017 ROKU**

**D. Biernacik, E. Jakusik**



## 1. Wprowadzenie

W ramach opracowania dokonano analizy warunków termicznych i anemometrycznych panujących na dziesięciu stacjach uczestniczących w programie pomiarów porównawczych w 2017 r. Wszelkie obliczenia zostały wykonane na podstawie danych dobowych, a w przypadku kierunku wiatru na podstawie danych terminowych, które następnie zostały uśrednione w skali miesięcy i odniesione do średnich wartości wieloletnich z lat 1981-2015.

W pracy przeanalizowano miesięczny rozkład częstości występowania wiatru z poszczególnych kierunków i miesięczną prędkość wiatru, a także maksymalną, minimalną oraz średnią miesięczną temperaturę powietrza oraz wartości ciśnienia atmosferycznego na poziomie stacji. Dodatkowo, w miesiącach, w których prowadzono pomiary porównawcze (luty, czerwiec i październik) wykreślono dobowe przebiegi temperatury powietrza (maksymalnej, minimalnej i średniej) dla każdej stacji oraz zwrócono uwagę na szczególne zjawiska meteorologiczne, które mogłyby potencjalnie wpływać na wyniki metod analityczno-obliczeniowych.

## **2. Charakterystyka wybranych elementów meteorologicznych w 2017 roku na tle wielolecia 1981-2015**

### **2.1. Kierunek wiatru**

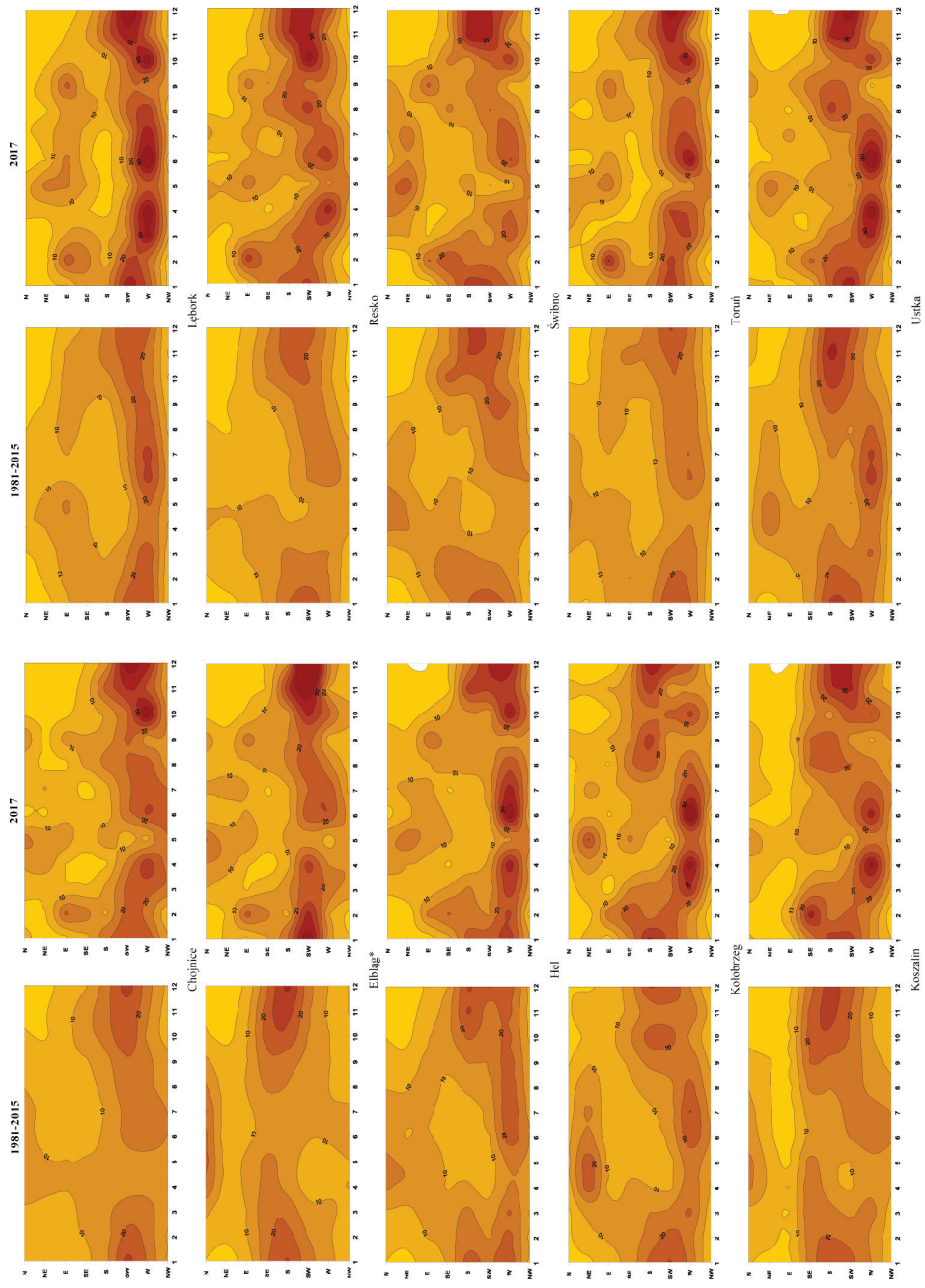
Miesięczny rozkład częstości występowania wiatru na stacjach uczestniczących w programie porównawczym w wieloleciu 1981-2015 oraz w roku 2017 przedstawiono na rys. IV.1.

Na wszystkich stacjach w rozpatrywanym wieloleciu (1981-2015) przeważał wiatr z kierunku zachodniego (Lębork, Kołobrzeg, Hel), południowo-zachodniego (Gdańsk-Świbno, Chojnice, Resko, Toruń) bądź południowego (Koszalin, Ustka, Elbląg). Na każdej stacji udział wiatrów z kierunków SW, W i S w skali roku wynosił łącznie od 43 do 57%. Wiatry z tego sektora dominowały w okresie jesienno-zimowym (IX-III). Z kolei najrzadziej obserwowane były wiatry północne bądź północno-wschodnie. Ich częstość zwiększa się wyraźnie jedynie w kwietniu, maju i czerwcu. W miesiącach letnich (VI-VIII) na omawianych stacjach w ostatnich kilkudziesięciu latach dominował wiatr z kierunku zachodniego (rys. IV.1).

Roczny oraz miesięczny rozkład częstości występowania kierunków wiatru na wybrzeżu w 2017 r. nie odbiegał znacząco od omówionego powyżej rozkładu z wielolecia 1981-2015, tzn. na wszystkich stacjach zdecydowanie dominował wiatr z kierunku W bądź SW, który w ciągu roku stanowił odpowiednio od 20% do nawet 30% pomiarów. Cyrkulacja z sektora zachodniego dominowała szczególnie latem (od czerwca do sierpnia) oraz od października do grudnia. Warto zaznaczyć, że w ostatnich miesiącach 2017 r. udział wiatru z kierunku NE nie przekraczał 3%. Jedynymi miesiącami, w których na większości stacji zaznaczał się nieznacznie większy udział wiatru z sektora północnego bądź wschodniego były luty (kierunek SE) oraz maj (kierunek NE).

### **2.2. Prędkość wiatru**

Na wynik pomiarów prędkości wiatru wpływa bezpośrednio otoczenie stacji. Analizując wieloletni przebieg tego elementu można zaobserwować skokowe zmiany spowodowane zmianą lokalizacji stacji lub przyrządów pomiarowych, np. po przeniesieniu stacji z centrum Elbląga do pobliskiego Milejewa, które jest



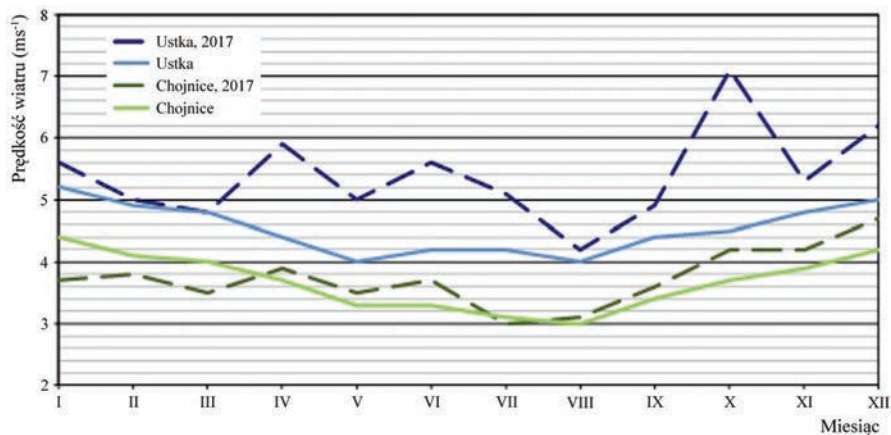
Rys. IV.1. Miesięczny rozkład częstotliwości występowania wiatru (%) na stacjach uczestniczących w programie

położone w najwyższej części Wysoczyzny Elbląskiej, znacząco wzrosły wartości średnich miesięcznych i rocznych prędkość wiatru. Podobna sytuacja miała miejsce w Resku po przeniesieniu pomiarów do Smólska. Z tego powodu w przypadku tych stacji nie dokonano szczegółowej charakterystyki anemometrycznej 2017 r. na tle wielolecia 1981-2015.

Zestawienie średnich miesięcznych prędkości wiatru w latach 1981-2015 oraz w roku 2017 na wszystkich stacjach uczestniczących w programie porównawczym przedstawiono w tabeli IV.1. Dodatkowo na rysunku IV.2 wykreślono przebieg średnich miesięcznych prędkości wiatru na dwóch wybranych stacjach o odmiennej lokalizacji – w nadmorskiej Ustce, zlokalizowanej kilkadziesiąt metrów od brzegu na wysokości zaledwie 3 m n.p.m. oraz w Chojnicach, położonych w głębi lądu, na terenie Borów Tucholskich (164 m n.p.m.).

Na wszystkich stacjach można zaobserwować, że największe średnie prędkości wiatru notowane są w okresie od XI do III (z maksimum przeważnie w styczniu oraz grudniu), z kolei najniższe wartości obserwuje się od V do IX (z minimum zazwyczaj w sierpniu). W 2017 roku sytuacja wyglądała podobnie.

Średnie miesięczne prędkości wiatru w 2017 r. (poza ostatnimi miesiącami) były zbliżone do wartości z okresu referencyjnego 1981-2015. Styczeń oraz marzec na większości stacji charakteryzowały się nieznacznie niższymi prędkościami wiatru niż przeciętnie. W lutym różnice nie przekraczały  $\pm 0,3$  m/s. W kwietniu, maju oraz czerwcu notowano wyższe średnie prędkości wiatru niemalże na każdej stacji (z wyjątkiem Torunia). W lipcu i sierpniu były zbliżone do wartości referencyjnych dla wielolecia na stacjach w Koszalinie, Lęborku, Świbnie i Chojnicach, nieznacznie niższe prędkości zanotowano w Kołobrzegu i Toruniu, a wyższe na stacji w Helu. Wrzesień oraz listopad 2017 r. były na każdej stacji zbliżone do wieloletniej normy,



Rys. IV.2. Średnia miesięczna prędkość wiatru w Ustce (linie niebieskie) oraz w Chojnicach (linie zielone) w wieloletniu 1981-2015 (linie ciągłe) oraz w roku 2017 (linie przerywane)

Tabela IV.1. Średnia miesięczna prędkość wiatru (m/s)  
na poszczególnych stacjach w roku 2017 oraz w latach 1981-2015

Stacja	Miesiąc	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
	Kołobrzeg	2017	2,9	3,0	2,7	3,1	2,5	BP	2,1	2,1	2,1	3,0	2,8
1981-2015		3,5	3,2	3,2	2,9	2,6	2,5	2,5	2,3	2,4	2,6	3,1	3,3
Koszalin	2017	3,3	3,5	3,3	3,9	3,1	3,8	3,0	2,9	3,1	4,1	3,5	4,3
	1981-2015	4,1	3,8	3,7	3,3	3,0	3,1	2,9	2,8	3,0	3,3	3,6	3,8
Ustka	2017	5,6	5,0	4,8	5,9	5,0	5,6	5,1	4,2	4,9	7,1	5,3	6,2
	1981-2015	5,2	4,9	4,8	4,4	4,0	4,2	4,2	4,0	4,4	4,5	4,8	5,0
Lębork	2017	3,4	BP	3,5	3,9	BP	3,7	3,1	2,6	2,9	4,1	3,4	4,2
	1981-2015	3,8	3,6	3,6	3,4	3,2	3,1	2,8	2,6	2,7	3,0	3,3	3,6
Hel	2017	4,7	4,9	3,8	4,1	3,9	4,3	4,0	3,7	4,3	5,4	4,9	5,5
	1981-2015	4,9	4,4	4,1	3,6	3,4	3,5	3,4	3,5	3,9	4,3	4,7	4,7
Świbno	2017	4,3	4,4	4,0	4,2	4,0	3,8	3,3	3,4	3,9	4,8	4,3	4,8
	1981-2015	4,6	4,4	4,3	4,0	3,7	3,4	3,3	3,2	3,5	3,9	4,3	4,4
Elbląg*	2017	4,9	4,9	4,1	4,3	3,8	4,0	3,4	3,5	3,9	5,3	5,1	5,6
	1981-2015	3,5	3,4	3,5	3,5	3,3	3,1	3,0	2,9	3,0	3,3	3,4	3,5
Resko*	2017	3,2	3,6	3,3	3,8	2,9	3,2	2,5	2,9	3,1	4,1	3,6	4,4
	1981-2014	2,6	2,5	2,5	2,3	2,1	2,1	1,9	1,8	1,9	2,1	2,4	2,5
Chojnice	2017	3,7	3,8	3,5	3,9	3,5	3,7	3,0	3,1	3,6	4,2	4,2	4,7
	1981-2015	4,4	4,1	4,0	3,7	3,3	3,3	3,1	3,0	3,4	3,7	3,9	4,2
Toruń	2017	2,1	2,7	2,2	2,5	2,3	2,4	1,9	1,8	2,2	2,4	2,3	2,6
	1981-2015	3,1	2,9	2,9	2,7	2,6	2,5	2,5	2,3	2,4	2,6	2,8	2,9

\*zmiana lokalizacji stacji

BP – brak pomiaru

natomiast zdecydowanie wyższe prędkości wiatru zanotowano w październiku. Był to najbardziej wietrzny miesiąc w 2017 r. – szczególnie na stacjach nadmorskich, gdzie średnia miesięczna prędkość wiatru była zdecydowanie wyższa od wartości wieloletnich.

### 2.3. Temperatura średnia powietrza

Rezultaty analizy rocznego przebiegu średnich wieloletnich (1981-2015) wartości miesięcznych temperatury powietrza wskazują, że największe wartości średniej miesięcznej temperatury na analizowanych stacjach przypadały na lipiec. Jedynie w Ustce i na Helu można zaobserwować cechę typową dla klimatu pasa nadmorskiego, jaką jest miesięczne opóźnienie występowania maksimum średniej

miesięcznej temperatury powietrza. Najchłodniejszym miesiącem roku jest styczeń, ze średnią temperaturą powietrza poniżej 0°C. Jedynie na stacjach nadmorskich (Kołobrzeg, Ustka, Hel) średnia wieloletnia temperatura powietrza w tym miesiącu jest dodatnia i wynosi 0,2-0,3°C.

Styczeń 2017 roku na stacjach biorących udział w programie pomiarów porównawczych był nieznacznie chłodniejszy niż przeciętnie – na stacjach nadmorskich o ok.0,2-0,5°C, a w Resku, Chojnicach i Toruniu o około 1,0°C (tab. IV.2). Luty był na każdej stacji o ok. 0,5°C cieplejszy od normy wieloletniej. Marzec z kolei należy klasyfikować jako miesiąc ekstremalnie ciepły, gdyż był o ponad 2°C cieplejszy od średniej z lat 1981-2015. Kolejne miesiące wiosny były zbliżone do normy (kwiecień był nieznacznie chłodniejszy). Czerwiec charakteryzował się wyższą temperaturą powietrza niż zazwyczaj (średnio o ok. 1°C), natomiast lipiec był średnio o ok. 1°C chłodniejszy niż średnia wieloletnia w tym miesiącu, a sierpień był zbli-

Tabela IV.2. Średnia miesięczna temperatura powietrza (°C)  
na poszczególnych stacjach w roku 2017 oraz w latach 1981-2015

Stacja	Miesiąc	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
	Kołobrzeg	2017	-0,3	1,1	5,3	6,8	12,8	16,6	17,0	18,3	14,4	11,6	6,2
1981-2015		0,3	0,7	3,3	7,2	11,8	15,1	17,7	17,5	13,8	9,4	4,9	1,6
Koszalin	2017	-0,6	0,8	5,4	6,3	12,9	16,2	16,7	17,8	14,1	11	5,7	3,1
	1981-2015	-0,1	0,3	3,2	7,6	12,3	15,0	17,6	17,4	13,6	9,3	4,5	1,2
Ustka	2017	0,1	0,8	4,8	6,2	12,0	16,0	16,9	18,0	14,6	11,5	6,1	3,4
	1981-2015	0,3	0,6	3,0	6,6	11,1	14,6	17,5	17,5	14,0	9,7	5,0	1,7
Lębork	2017	-0,7	0,5	5,1	6,3	12,8	15,9	16,6	17,7	14,0	10,7	5,4	2,9
	1981-2015	-0,4	-0,1	2,6	7,1	12,2	15,1	17,6	17,1	12,9	8,7	4,1	0,8
Hel	2017	0,0	0,5	4,3	6,0	11,6	15,8	17,0	17,9	14,6	10,7	6,2	3,6
	1981-2015	0,2	0,3	2,4	6,2	11,2	14,9	17,8	17,8	14,1	9,7	5,0	1,8
Świbno	2017	-1,7	-0,5	4,9	6,4	12,3	16,2	17,0	18,0	14,3	10,4	5,0	2,5
	1981-2015	-1,1	-0,6	2,4	7,0	12,2	15,4	18,0	17,6	13,6	8,7	3,8	0,4
Elbląg*	2017	-3,1	-1,5	4,0	5,5	12,1	15,0	16,0	17,2	12,8	8,9	3,9	1,4
	1981-2015	-1,5	-0,8	2,6	7,9	13,0	15,6	18,1	17,7	13,4	8,7	3,6	0,0
Resko	2017	-1,4	0,8	5,6	6,4	12,8	16,2	16,7	17,8	13,3	11,0	5,5	2,8
	1981-2014	-0,4	0,1	3,2	7,9	12,9	15,6	18,0	17,4	13,1	8,7	4,1	0,8
Chojnice	2017	-2,6	-0,9	4,9	6,1	12,6	15,8	16,6	17,3	12,9	9,8	4,3	1,7
	1981-2015	-1,8	-1,2	2,1	7,4	12,6	15,2	17,7	17,2	12,8	8,0	3,0	-0,4
Toruń	2017	-2,6	-0,2	5,9	7,3	13,9	17,5	18,2	18,8	13,6	10,2	5,2	2,6
	1981-2015	-1,4	-0,7	3,0	8,4	13,8	16,5	18,9	18,4	13,6	8,7	3,6	0,0

\*zmiana lokalizacji stacji od 1.04.2013 r.



żony do normy (lekką ciepły). Klimatologiczna jesień 2017 była niezwykle ciepła. Wrzesień był cieplejszy o ponad 0,5°C od normy, natomiast w październiku i listopadzie anomalia średniej temperatury na stacjach Wybrzeża sięgała od +1°C do ponad +2°C. Podobnie grudzień był zdecydowanie cieplejszy od wieloletniej normy (tab. IV.2).

## 2.4. Temperatura maksymalna powietrza

Na żadnej stacji biorącej udział w programie pomiarów porównawczych w żadnym miesiącu 2017 r. nie zanotowano wyższej temperatury powietrza od maksimum z lat 1981-2015 (tab. IV.3). Maksima ze stycznia i lutego 2017 r. były zdecydowanie niższe od najwyższej notowanej temperatury powietrza w tych miesiącach w ww. wieloleciu. Wysokie temperatury powietrza, zbliżające się do absolutnych

Tabela IV.3. Absolutna maksymalna temperatura powietrza (°C) na poszczególnych stacjach w roku 2017 oraz w latach 1981-2015

Stacja	Miesiąc	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
	Kolobrzeg	2017	5,8	12,9	21,2	19,6	28,9	27,1	30,1	28,1	21,1	18,6	13,0
1981-2015		13,6	17,8	21,9	28,9	31,5	33,5	35,7	38,0	31,3	26,1	15,9	13,2
Koszalin	2017	5,4	12,7	20,8	20,5	28,0	27,4	29,7	27,4	21,1	19,5	12,9	9,1
	1981-2015	13,2	17,7	22,2	28,2	30,9	33,2	36,4	37,1	31,2	25,9	16,1	13,5
Ustka	2017	6,1	12,6	18,8	19,7	29,2	26,9	29,7	27,9	21,5	18,2	13,6	8,8
	1981-2015	13,8	17,8	22,5	29,4	31,7	34,8	35,1	37,8	30,7	25,9	16,7	13,1
Lębork	2017	5,4	13,1	20,0	23,8	28,9	26,0	29,9	29,0	21,0	19,8	14,4	9,0
	1981-2015	13,6	18,2	23,0	29,3	31,2	33,7	36,3	37,4	30,5	25,8	16,2	13,0
Hel	2017	6,2	8,6	14,4	21,0	26,0	25,3	27,6	25,9	19,7	17,9	11,7	8,9
	1981-2015	11,3	12,9	19,2	26,2	27,4	30,7	33,7	31,1	28,1	22,8	13,4	11,7
Świbno	2017	5,2	10,5	18,7	24,2	27,5	26,3	29,6	29,8	23,9	22,3	12,1	10,1
	1981-2015	12,7	18,1	21,5	28,0	30,0	34,3	35,7	35,8	30,8	24,2	15,4	12,4
Elbląg*	2017	2,4	9,0	17,9	20,9	25,8	26,9	27,7	29,6	23,2	18	10,8	8,3
	1981-2015	12,9	17,7	20,3	29,0	31,3	33,1	36,5	35,7	30,6	24,0	16,7	12,9
Resko	2017	4,2	12,2	20,6	22,2	28,1	27,3	30,7	29,7	26,7	20,1	13,6	9,1
	1981-2014	13,7	17,5	21,6	29,7	30,9	35,7	37,5	37,1	33,3	25,7	16,2	13,7
Chojnice	2017	2,8	10,1	19,5	22,1	25,8	27,0	29,1	29,2	20,6	20,4	11,7	8,5
	1981-2015	12,0	15,5	20,1	28,5	30,0	35,0	36,1	36,3	32,5	24,0	14,7	12,4
Toruń	2017	3,7	13,1	21,1	23,7	28,7	29,6	30,8	33,6	24,1	21,5	12,8	10,1
	1981-2015	12,8	17,1	22,1	31,2	32,3	35,5	37,9	37,5	35,1	25,6	17,4	13,9

\*zmiana lokalizacji stacji od 1.04.2013 r.

maksimów, notowano na wszystkich stacjach w marcu, listopadzie i grudniu. Warto zwrócić uwagę, iż w maju na większości stacji (poza Elblągiem, Chojnicami i Toruniem) zanotowano wyższą temperaturę maksymalną niż w czerwcu. Latem 2017 roku jedynie na stacjach w Toruniu, Resku i Kołobrzegu zanotowano pojedyncze dni upalne, czyli dni z temperaturą powietrza powyżej 30°C. Na pozostałych stacjach od czerwca do sierpnia temperatura maksymalna nie przekroczyła tej granicy. We wrześniu maksymalna temperatura powietrza na analizowanych stacjach przekroczyła nieznacznie 20°C, podczas gdy absolutne maksima w tym miesiącu wynoszą ponad 30°C. Także maksima w październiku na każdej stacji były zdecydowanie niższe od najwyższej zanotowanej temperatury powietrza w latach 1981-2015. W grudniu 2017 roku na stacji w Gdańsku-Świbnie oraz w Toruniu zanotowano ponad 10°C (absolutne maksima zanotowane na stacjach w wieloleciu wynoszą od 12 do 14°C).

## **2.5. Temperatura minimalna powietrza**

W 2017 roku zanotowane absolutne minima temperatury powietrza na analizowanych stacjach były wyraźnie wyższe od minimów notowanych w wieloleciu 1981-2015 (tab. IV.4). Różnica widoczna jest szczególnie w miesiącach zimowych, gdyż w styczniu i lutym jedynie na kilku stacjach temperatura spadła poniżej -10°C, podczas gdy absolutne minima notowane w tych miesiącach wynoszą z wyjątkiem Helu poniżej -20°C. Aż do maja na wszystkich stacjach zanotowane absolutne minima temperatury powietrza są ujemne. W 2017 roku jedynie w połowie stacji uczestniczących w programie porównawczym zanotowano ujemną temperaturę powietrza w maju (Lębork, Hel, Świbno, Elbląg, Chojnice i Toruń). Na pozostałych stacjach odnotowane minima w maju tego roku były dodatnie. W miesiącach letnich (od czerwca do sierpnia) minimalne temperatury powietrza były o kilka stopni wyższe niż w latach 1981-2015. Także jesienią (od września do października) zanotowane minimalne temperatury powietrza w każdym miesiącu były zdecydowanie wyższe od absolutnych minimów z lat 1981-2015. We wrześniu temperatura powietrza na stacjach uczestniczących w programie porównawczym nie spadła poniżej 0°C, a w październiku jedynie w Toruniu i Chojnicach zanotowano ujemną temperaturę powietrza. W listopadzie minima na stacjach wynosiły od -0,6°C w Kołobrzegu do -4,2°C w Lęborku, podczas gdy w wieloleciu notowano po kilkanaście stopni mrozu. Również w grudniu 2017 roku minimalna temperatura powietrza była o kilkanaście stopni wyższa od wieloletnich minimów.

Tabela IV.4. Absolutna minimalna temperatura powietrza (°C)  
na poszczególnych stacjach w roku 2017 oraz w latach 1981-2015

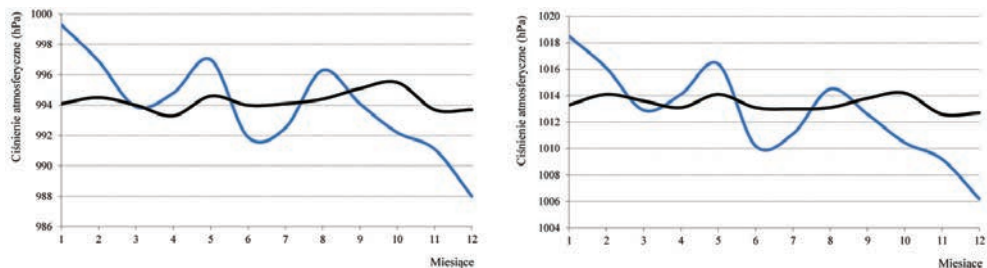
Stacja		Miesiąc											
		I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
Kołobrzeg	2017	-8,2	-7,3	-2,9	-1,5	2,9	8,8	9,1	9,7	6,4	5,9	-0,6	-2,6
	1981-2015	-20,2	-21,9	-15,9	-4,5	-0,2	3,3	7,3	7,2	1,8	-3,6	-13,1	-18,0
Koszalin	2017	-8,4	-7,9	-4,1	-3,0	1,1	8,8	7,6	9,4	6,4	4,5	-1,6	-3,7
	1981-2015	-25,4	-23,6	-14,9	-5,8	-2,7	2,5	6,5	5,6	0,7	-4,4	-14,0	-19,7
Ustka	2017	-8,3	-8,3	-2,9	-2,1	0,8	7,1	9,4	9,6	6,6	5,6	-1,7	-3,1
	1981-2015	-20,7	-22,2	-15,7	-4,9	-0,1	2,8	5,8	6,4	0,8	-3,9	-12,0	-17,8
Lębork	2017	-12,8	-8,7	-3,4	-4,3	-0,2	1,8	6,4	6,7	5,2	0,5	-4,2	-4,1
	1981-2015	-25,4	-28,8	-21,1	-8,1	-4,7	0,8	2,8	2,9	-2,3	-6,2	-12,8	-21,4
Hel	2017	-7,8	-7,8	-1,1	-2,7	-0,6	3,5	9,6	8,7	8,5	2,2	-0,5	-3,2
	1981-2015	-18,2	-16,2	-17,0	-5,1	-2,5	1,4	6,1	5,3	-0,4	-1,0	-9,2	-11,5
Świbno	2017	-17,0	-10,0	-3,1	-2,2	-0,4	4,8	7,3	9,3	6,9	1,7	-2,2	-5,9
	1981-2015	-27,3	-23,9	-19,7	-5,9	-3,1	2,8	6,4	5,8	0,3	-4,6	-14,8	-23,3
Elbląg*	2017	-11,3	-11,5	-2,2	-2,7	-1,6	4,4	8,6	9,6	4,5	0,7	-2,6	-7,7
	1981-2015	-29,4	-25,2	-21,6	-6,2	-3,5	1,5	4,4	4,9	-1,7	-7,0	-16,9	-21,1
Resko	2017	-10,1	-9,1	-4,0	-4,5	0,5	5,0	6,5	6,2	3,9	0,7	-1,1	-4,9
	1981-2014	-26,7	-26,2	-20,0	-7,5	-2,4	0,3	4,2	3,3	-2,2	-6,6	-14,4	-22,3
Chojnice	2017	-14,2	-11,2	-4,6	-3,8	-0,3	5,6	7,2	7,2	5,1	-0,2	-2,2	-5,0
	1981-2015	-25,7	-24,6	-18,4	-7,6	-3,8	1,0	4,6	4,4	-0,5	-6,5	-15,7	-21,9
Toruń	2017	-18,1	-10,1	-5,0	-1,7	-1,9	6,5	7,6	6,9	4,3	-1,0	-2,3	-5,2
	1981-2015	-32,0	-28,7	-22,3	-8,4	-7,2	0,7	3,1	3,7	-2,8	-10,1	-20,1	-22,9

\*zmiana lokalizacji stacji od 1.04.2013 r.

## 2.6. Ciśnienie atmosferyczne na poziomie stacji

Należy zaznaczyć, że analiza wartości ciśnienia atmosferycznego na stacji w Elblągu, podobnie jak prędkości i kierunku wiatru, pokazała spore różnice między wartościami z 2017 r. a wartościami z wielolecia 1981-2015. Spowodowane jest to oczywiście zmianą lokalizacji tej stacji (znaczna zmiana wysokości pomiarów), dlatego pochodzące z niej wyniki zostały pominięte w dalszej szczegółowej analizie klimatologicznej.

Wartości średniego miesięcznego ciśnienia atmosferycznego na stacjach biorących udział w programie pomiarów porównawczych w 2017 r. nie różniły się znacząco od wartości z wielolecia 1981-2015. Wyjątkiem są ostatnie trzy miesiące w roku, podczas których ciśnienie na wszystkich stacjach było niższe niż wartości



Rys. IV.3. Wartości średniego miesięcznego ciśnienia atmosferycznego na poziomej stacji w Ustce i Chojnicach, w wieloletniu 1981-2015 (linia czarna) oraz w 2017 r. (linia niebieska)

Tabela IV.5. Średnie miesięczne wartości ciśnienia atmosferycznego (hPa) w analizowanych stacjach w roku 2017 oraz w latach 1981-2015

Stacja		Miesiąc											
		I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
Kolobrzeg	2017	1019,9	1016,9	1014,2	1015,5	1017,2	1011,3	1012,2	1015,3	1013,5	1012,1	1010,6	1007,7
	1981-2015	1014,4	1015,1	1014,5	1013,8	1014,8	1014,0	1013,8	1013,9	1014,7	1015,0	1013,6	1013,8
Koszalin	2017	1016,3	1013,5	1010,6	1011,9	1013,7	1007,9	1008,7	1012	1010,1	1008,6	1007,1	1004,2
	1981-2015	1011,0	1011,7	1011,0	1010,4	1011,4	1010,6	1010,5	1010,6	1011,4	1011,8	1010,3	1010,4
Ustka	2017	1018,5	1016,1	1012,9	1014,1	1016,4	1010,2	1011,1	1014,5	1012,6	1010,4	1009,2	1006,2
	1981-2015	1013,3	1014,1	1013,6	1013,1	1014,1	1013,1	1013,0	1013,1	1013,8	1014,2	1012,6	1012,7
Łębork	2017	1014,9	1012,8	1009,3	1010,3	1012,9	1006,6	1007,5	1011,2	1009,4	1006,8	1006	1002,8
	1981-2015	1009,9	1010,6	1010,1	1009,6	1010,6	1009,6	1009,5	1009,7	1010,6	1010,7	1009,3	1009,1
Hel	2017	1019,5	1017,7	1013,9	1014,6	1017,5	1011,1	1011,9	1015,9	1014	1011	1010,7	1007,2
	1981-2015	1014,4	1015,2	1014,7	1014,2	1015,2	1014,0	1013,8	1014,1	1014,9	1015,6	1014,0	1013,9
Świbno	2017	1019,0	1017,1	1013,2	1014	1016,6	1010,5	1011,2	1015,2	1013,3	1010,6	1010,4	1006,9
	1981-2015	1013,8	1014,1	1014,4	1012,8	1014,3	1013,2	1013,1	1013,9	1014,3	1015,1	1013,9	1014,2
Elbląg*	2017	996,9	995,2	991,6	992,4	995,4	989,9	990,6	994,7	992,5	989,6	989,1	985,5
	1981-2015	1009,0	1009,6	1009,0	1007,6	1008,7	1007,7	1007,8	1008,1	1009,0	1009,8	1008,2	1008,6
Resko	2017	1014,4	1011,2	1008,7	1010,1	1011,3	1006	1006,7	1010	1008,1	1007,5	1005,3	1002,6
	1981-2014	1008,7	1009,2	1008,4	1007,6	1008,6	1008,1	1008,0	1008,1	1009,0	1009,3	1007,8	1007,8
Chojnice	2017	999,3	996,9	993,9	994,8	997	991,9	992,5	996,3	994,1	992,2	991,1	988,0
	1981-2015	994,1	994,5	994,0	993,3	994,6	994,0	994,1	994,4	995,1	995,5	993,7	993,7
Toruń	2017	1012,6	1010	1006,5	1007,1	1008,6	1003,9	1004,3	1008,4	1006,2	1005	1004,3	1001,4
	1981-2015	1007,5	1007,7	1006,8	1005,6	1006,6	1006,0	1006,0	1006,4	1007,4	1008,4	1006,9	1007,1

\*zmiana lokalizacji stacji od 1.04.2013 r.

wieloletnie (tab. IV.5). Warto podkreślić, że przebieg wartości ciśnienia atmosferycznego nie wykazuje istotnych różnic między poszczególnymi stacjami.

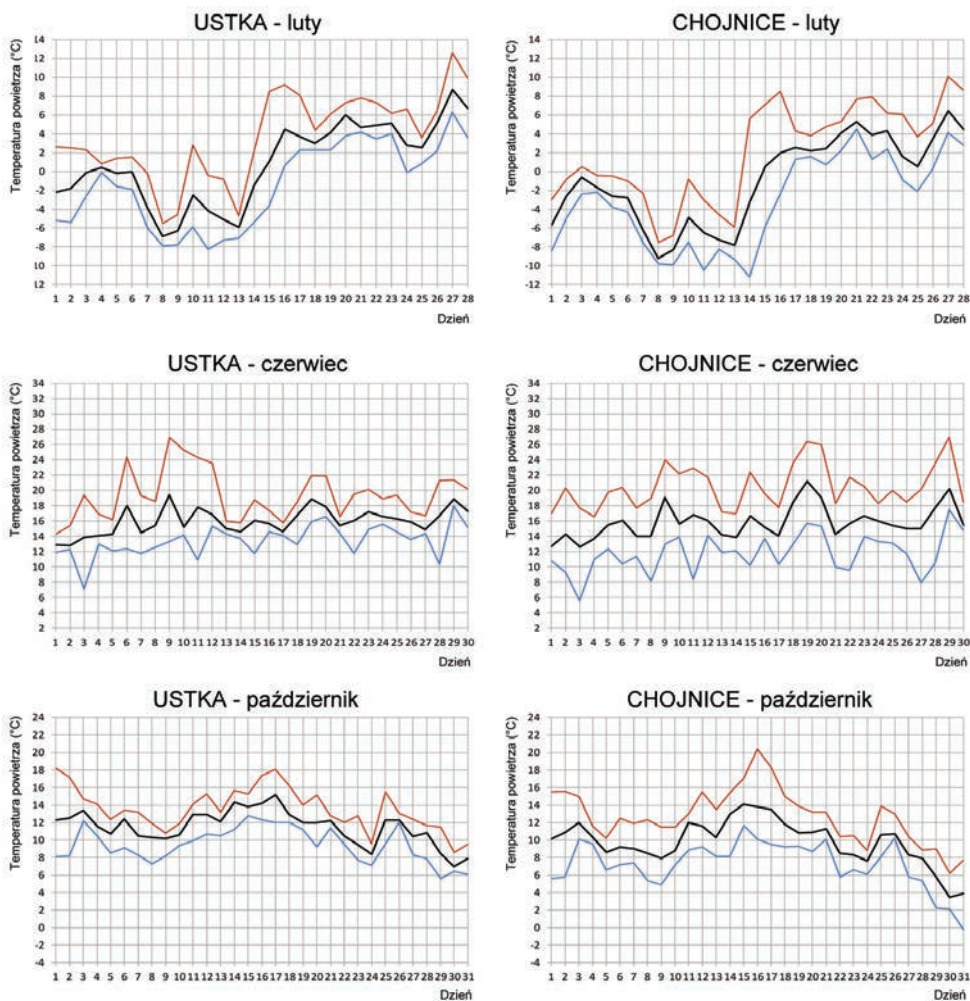
Styczeń na każdej stacji charakteryzował się dodatnim odchyleniem ok. 5 hPa w stosunku do średniej wieloletniej dla tego miesiąca. Również od lutego do maja oraz w sierpniu notowane na stacjach ciśnienie atmosferyczne było nieznacznie wyższe (1-2 hPa) niż przeciętnie. Z kolei w czerwcu i lipcu 2017 r. ciśnienie na stacjach było o ok. 2-3 hPa niższe od średnich wartości notowanych w wieloleciu 1981-2015. Również od września do grudnia średnie miesięczne ciśnienie atmosferyczne na poziomie stacji było niższe o ok. 1-3 hPa od średnich wartości z ostatnich kilkudziesięciu lat (rys. IV.3).

### 3. Najczęstsze zjawiska meteorologiczne podczas pomiarów porównawczych

Jak zaznaczono we wstępie niniejszego opracowania, w czasie prowadzenia pomiarów porównawczych (luty, czerwiec i październik) zwrócono również szczególną uwagę na zjawiska meteorologiczne, które mogły potencjalnie wpływać na wyniki metod analityczno-obliczeniowych.

W lutym 2017 roku wśród zjawisk obserwowanych na stacjach uczestniczących w programie najczęściej występowały mgły i zamglenia ograniczające widzialność. Na stacjach nadmorskich (Kołobrzeg, Ustka, Hel) dość często w trakcie pomiarów w tym miesiącu występowały opady deszczu, a na stacjach położonych w głębi lądu (Elbląg, Chojnice, Toruń) również opady śniegu. Ponadto w Ustce, Helu, Świbnie oraz Elblągu notowano po kilkadziesiąt przypadków wiatru o prędkości powyżej 10 m/s. W czerwcu na każdej stacji odnotowano mniejszą ilość zjawisk meteorologicznych niż w miesiącach zimowych – najwięcej opadów deszczu przelotnego oraz rosy. Z kolei w październiku obserwatorzy zwracali uwagę na częste występowanie silnego wiatru o prędkościach ponad 10 i 15 m/s (szczególnie w Ustce), a także opadów deszczu, deszczu przelotnego i mżawki. Ponadto w Elblągu odnotowano sporą ilość mgieł i zamglań oraz wystąpienie opadów krupy śnieżnej.

Dodatkowo w tych trzech miesiącach (luty, czerwiec, październik) wykreślono dobowe przebiegi temperatury powietrza (maksymalnej, minimalnej i średniej) dla każdej stacji. Ze względu na bardzo zbliżone wartości i analogiczne przebiegi omawianego elementu w opracowaniu przedstawiono jedynie wyniki dla dwóch stacji o odmiennej lokalizacji (tab. IV.5). Luty 2017 roku był o 0,2-0,3°C cieplejszy od wartości wieloletnich. Zarówno na stacji zlokalizowanej nad samym morzem (Ustka), jak i w głębi lądu (Chojnice) pierwsza połowa miesiąca charakteryzowała się ujemną temperaturą powietrza. W połowie miesiąca nastąpiło zdecydowane ocieplenie. Maksima lutego, mimo że przekroczyły 10°C, były niższe od najwyższej notowanej temperatury powietrza w tym miesiącu, z kolei absolutne minima temperatury (sięgające -10°C) były wyraźnie wyższe od minimów notowanych w wieloleciu 1981-2015. Czerwiec 2017 roku charakteryzował się wyrównanym przebiegiem temperatury powietrza. Mimo, iż na obu stacjach jej średnia wartość w tym miesiącu była wyższa od wartości wieloletnich, to na żadnej nie zanotowano dni z temperaturą maksymalną powyżej 30°C, czyli upalnych. Analizując przebieg dobo-



Rys. IV.4. Dobowe wartości średniej (linia czarna), maksymalnej (linia czerwona) i minimalnej (linia niebieska) temperatury powietrza na stacji w Ustce i Chojnicach w lutym, czerwcu i październiku 2017 r.

wej temperatury powietrza w październiku 2017 r. należy przed wszystkim zwrócić uwagę na fakt, iż nie zanotowano w tym miesiącu dni z przymrozkami (temperaturą minimalną  $<0^{\circ}\text{C}$ ). Był to miesiąc cieplejszy o  $1,8^{\circ}\text{C}$  w stosunku do lat 1981-2015.

## 4. Podsumowanie

Jak wynika z przeprowadzonych analiz rok 2017 pod względem charakterystyk termicznych był bardzo ciepły. Ze wszystkich miesięcy jedynie styczeń był nieznacznie chłodniejszy niż przeciętnie, a luty, kwiecień oraz lipiec zbliżone do normy. Pozostałe miesiące roku były cieplejsze od średnich z wielolecia 1981-2015. Wiosna była sucha i ciepła (ekstremalnie ciepły marzec). Lato również było ciepłe, jednak według danych pochodzących z *Biuletynu Monitoringu Klimatu Polski* na północy Polski było zdecydowanie bardziej deszczowo (nawet 200% normy) i mniej słonecznie (anomalia usłonecznienia  $-20h$ ) niż przeciętnie. Klimatologiczna jesień 2017 była u nas niezwykle ciepła i deszczowa (notowano nawet 250% normy opadów); podobnie grudzień na wszystkich stacjach został sklasyfikowany jako miesiąc bardzo ciepły.

Na żadnej stacji uczestniczącej w programie pomiarów porównawczych, w żadnym miesiącu 2017 r. nie przekroczono maksimów ani minimów temperatury powietrza zanotowanych w latach 1981-2015.

Podsumowując warunki anemometryczne należy stwierdzić, że był to rok wietrzny – szczególnie kwiecień, czerwiec oraz końcówka roku (X-XII), ze zdecydowaną dominacją cyrkulacji zachodniej (praktycznie przez cały rok) oraz kierunku SW (w listopadzie i grudniu). Średnie ciśnienie atmosferyczne w ostatnich miesiącach roku było niższe od przeciętnego.

Na stacjach uczestniczących w programie pomiarów porównawczych obserwatorzy nie odnotowali szczególnych zjawisk meteorologicznych, które mogłyby znacząco wpłynąć na uzyskane wyniki.



**CZĘŚĆ V.**  
**WYNIKI SZCZEGÓŁOWE**  
**POMIARÓW PORÓWNAWCZYCH**  
**TEMPERATURY POWIETRZA**

**K. Rózdzyński, B. Peek**



## 1. Wprowadzenie

Wyniki szczegółowe programu pomiarów porównawczych temperatury powietrza przedstawiono w postaci wybranych zestawów wykresów i tablic wyników liczbowych, opracowanych dla każdej stacji oraz dla określonych miesięcy, w których wykonywane były pomiary porównawcze temperatury ( $T_a$  i  $T_w$ ), a także dla wszystkich miesięcy, w których wykonywane były pomiary porównawcze wartości ( $T_{Rw}$ ). Tematycznie zestawy te dotyczą trzech głównych celów postępowania analityczno-obliczeniowego:

- 1) analiza przyczyn i skutków deformacji charakterystyki urządzenia termometrycznego – rozdział 2;
- 2) wyniki analizy układu pomiarowego ( $r_{s1} = T_{Rw} - 40$ ) – rozdział 3;
- 3) wyniki analizy urządzenia pomiarowego ( $r_{s2} = T_a - T_w$ ) – rozdział 4.

ad 1. Analiza przyczyn i skutków deformacji charakterystyki urządzenia pomiarowego

Postępowanie analityczno-obliczeniowe zastosowane dla realizacji tytułowej analizy zostało szczegółowo opisane w podrozdziale 2.2 pt.: *Analiza zmienności innych składowych cząstkowych  $a_i \cdot X_i$ . Wiarygodność pomiaru prędkości wiatru, wilgotności powietrza i ciśnienia atmosferycznego* nie wymaga dodatkowych objaśnień w tym miejscu.

ad 2. Wyniki analizy układu pomiarowego ( $r_{s1} = T_{Rw} - 40$ )

Na wykresach układów pomiarowych poszczególnych stacji przedstawiono chmury punktów reprezentujących wartości składowych systematycznych  $r_{s1}$ , obliczonych z równań regresji wielokrotnych dla różnic ( $T_{Rw} - 40$ ) i dla wszystkich miesięcy analizowanych okresów, tj. również z lat 2015 i 2016, celem zilustrowania ciągłości skutków procesu starzenia. Dla każdej z chmur obliczono i wykreślono tendencję z równań liniowych.

Dla każdej stacji i miesiąca mogą być określone następujące podstawowe cechy:

- średni dryf miesięczny;
- charakter zmienności długookresowej (liniowy lub nieliniowy);
- przeciętny czas życia automatycznej stacji meteorologicznej. Ten może być jednak wyznaczony w oparciu o dłuższe obserwacje i pomiary porównawcze (co najmniej dwuletnie).

Treści komentarzy dotyczące tego rozpoznania zamieszczono przy poszczególnych wykresach. Na rysunkach dodatkowych przedstawiono wykresy szczegółowe zmienności w czasie wyrazu wolnego  $b = f(t')$  (liniowego równania tendencji), tj. wartości miesięcznego dryfu charakterystyki układu termometrycznego w czasie oraz wykres zmienności współczynnika regresji  $a = f(t')$ .

W rozdziale V.2, w tabelach zatytułowanych *Zestawienie wyników analizy regresji* ( $T_{Rw} - 40$ )<sub>rzecz.</sub> przedstawiono dla poszczególnych miesięcy w zestawieniu: liczbę terminów pomiarowych  $N$ , dla których pozyskano komplety pomierzonych wartości zmiennych niezależnych i zależnych; wartości współczynników regresji  $a_i$  dla każdej zmiennej niezależnej; wartość wyrazu wolnego  $b$  oraz wartości współczynników dopasowania  $R^2$  i korelacji  $R$ . W tabelach *Równanie tendencji liniowej*  $r_{s2}(T_a - T_w) = f(T_a)$  przedstawiono: postaci liniowych równań tendencji, wartości odnośnych współczynników dopasowania  $R^2$  i korelacji  $R$  oraz maksymalne wartości procentowe asymetrii rozkładu reszt jako wskaźnika jakości dopasowania równań regresji wielokrotnej do zależności rzeczywistych.

Część *Jakość regresji* zawiera informacje dotyczące: maksymalnych wartości procentowych asymetrii rozkładu reszt; klasy, w której ta wartość wystąpiła, wartości błędu standardowego oraz istotności  $F$ .

W rozdziale 3. i 4., w tabelach dla poszczególnych stacji zawarto wartości minimalne i maksymalne pomiarów dla miesięcznych zbiorów obliczeniowych.

ad 3. Wyniki analizy urządzenia pomiarowego ( $r_{s2} = T_a - T_w$ )

Na wykresach stacji przedstawiono chmury punktów reprezentujących wartości składowych systematycznych  $r_{s2}$ , obliczonych z równań regresji wielokrotnych, dla miesięcy, w których wykonywano pomiary porównawcze, tj. lutego, czerwca i października 2017 oraz lutego 2018 r. Dla każdej z chmur obliczono i wykreślono tendencje z równań liniowych. Dla określenia zmian zachodzących w czasie, porównywane mogą być wyłącznie charakterystyki urządzeń termometrycznych współpracujących z tym samym czujnikiem pomiarowym. Daty wymiany czujników na badanych stacjach zostały odnotowane na wykresach.

Należy też pamiętać, że wszelkie ustalenia wynikające z analizy regresji wielu zmiennych, a dotyczące urządzeń termometrycznych, odnoszą się w równej mierze do wszystkich innych zmiennych fizycznych, mierzonych za pośrednictwem sygnałów analogowych urządzeń. Mogą zatem dotyczyć wilgotności względnej powietrza, ciśnienia atmosferycznego i innych zmiennych zależnych.

Dla każdej stacji i miesiąca mogą być określone następujące podstawowe cechy:

- porównywalność charakterystyk;
- położenia charakterystyki roboczej urządzenia pomiarowego względem charakterystyki należącej;

- zmiany charakterystyki roboczej (dryf i mikrozmienność) w czasie czterech miesięcy;
- faza rozwoju zjawiska samopodgrzewania (przedział rozrzutu chmury wokół linii tendencji i nieliniowe przebiegi tendencji);
- ocena wiarygodności urządzenia termometrycznego.

Treści komentarzy dotyczące tego rozpoznania zamieszczono na poszczególnych wykresach.

W rozdziale V.3, w tabelach zatytułowanych *Zestawienie wyników regresji różnicy*  $(T_a - T_w)_{r_{ecz}}$ , przedstawiono: liczbę terminów pomiarowych  $N$ , dla których pozyskano komplety pomierzonych wartości zmiennych niezależnych i zależnych; wartości współczynników regresji  $a_i$  dla każdej zmiennej niezależnej; wartość wyrazu wolnego  $b$  oraz wartości współczynników dopasowania  $R^2$  i korelacji  $R$ .

W części *Równanie tendencji liniowej*  $r_{s,2}$  podano wartości współczynnika regresji  $a$  i wyrazu wolnego  $b$  dla liniowych równań tendencji, obliczonych dla chmur wartości  $r_{s,2} = f(Ta)$  oraz odnośne wartości  $R^2$  i  $R$ .

W części pt. *Jakość regresji* zawarto informacje dotyczące maksymalnych wartości procentowych asymetrii rozkładu reszt; klasy, w której ta wartość wystąpiła; wartości błędu standardowego; istotności  $F$  oraz dopuszczalnej granicy błędów grubych przyjętej dla zbiorów.

## 2. Analiza przyczyn i skutków deformacji charakterystyki urządzenia termometrycznego

### 2.1. Koszalin – luty 2017

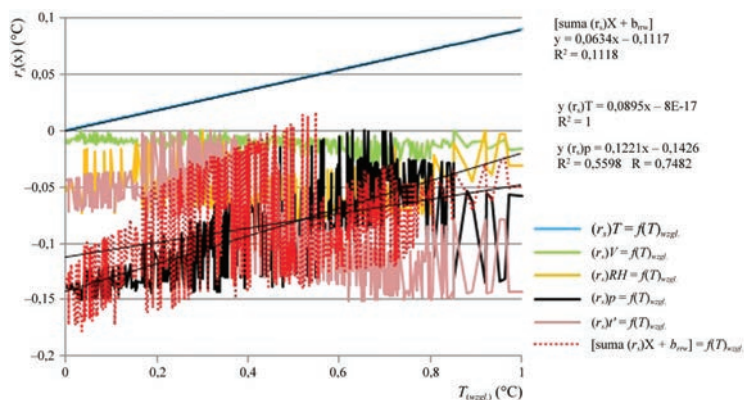
KOMENTARZ do rys. V.1

Zmienność charakterystyk składowych cząstkowych oraz zaawansowane stadium rozwoju zjawiska mikrozmienności spowodowały wystąpienie ich przebiegów w tym samym przedziale zmienności, co z kolei przyczyniło się do ich nałożenia, utrudniając prześledzenie i analizę przebiegów.

Wykres ten ma jednak istotną zaletę. Uwidacznia, w jaki sposób prosty, wyliczalny, liniowy błąd, wywołany nadmiernym ciepłem Joule'a wydzielonego w czujniku termometrycznym, przeistacza się w bardzo złożoną, wieloparametrową charakterystykę sum składowych cząstkowych zmiennych fizycznych uczestniczących czynnie w procesie wymiany tego ciepła z otaczającą atmosferą. Ukazuje nie tylko złożoność tego procesu, ale także walory narzędzia poznania, jakim dla miernictwa meteorologicznego może być postępowanie analityczno-obliczeniowe, oparte na równaniach regresji wielokrotnej.

Charakterystyka robocza urządzenia termometrycznego (suma liniowych charakterystyk cząstkowych  $y = \sum(a_i \cdot T) + b_{r_{rw}}(b_{r_{rw}} - \text{wyraz wolny równania regresji wielokrotnej})$  jest nieliniowo zniekształcona charakterystykami składowych cząstkowych  $(r_s)T$ ,  $(r_s)V$ ,  $(r_s)RH$ ,  $(r_s)p$  i  $(r_s)t'$ . Tendencja liniowa charakterystyki roboczej ma postać:  $y = 0,0634 \cdot x - 0,1117$ , z której wynika, że wartość błędu systematycznego dla  $-30^\circ\text{C}$  wyniesie  $-0,18^\circ\text{C}$ , zaś dla  $+40^\circ\text{C}$  będzie to  $+0,04^\circ\text{C}$ .  $\{(T)_{wzgl.} = [T_x - (-7,896)]/[12,487 - (-7,896)]\}$ .

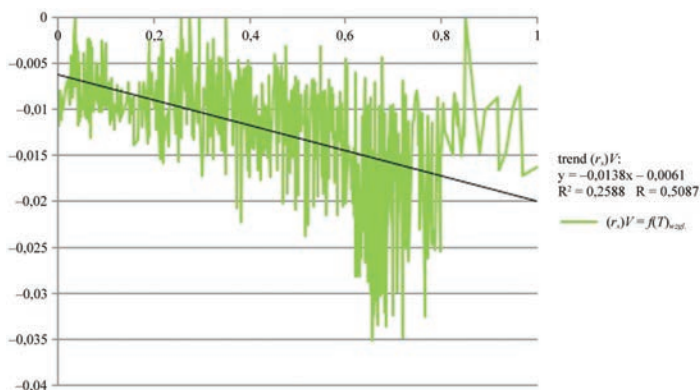
1. Charakterystyka składowej  $(rs)T$  ( $y = 0,0895x - 2E-16$ ) jest silnie odkształcona zjawiskiem samopodgrzewania. Dla temperatury  $+40^\circ\text{C}$  przyjmuje wartość  $(r_s)T = +0,21^\circ\text{C}$ . Układ pomiarowy jest zasilany napięciem lub prądem o nieprzewidywalnych wielkościach. Zjawiska związane z wymianą z otoczeniem ciepła Joule'a występują i odkształcają umiarkowanie charakterystyki cząstkowe, w szczególności  $(r_s)V$  i  $(r_s)RH$ .
2. Wszystkie zmiany wywołane ujemnymi wartościami mikrozmienności charakterystyk cząstkowych przenoszą się na charakterystykę roboczą urządzenia



Rys. V.1. Charakterystyki składowej systematycznej i składowych cząstkowych w funkcji  $T_{(wzgl.)}$  w Koszalinie, luty 2017 r.

pomiarowego, zwiększając przedział rozrzutu wyników pomiarów chwilowych temperatury.

3. Znaczące zmiany wywołane ujemnymi wartościami dryfu charakterystyki składowej  $(r_s)RH$  przenoszą się na charakterystykę roboczą urządzenia termometrycznego.
4. Duży dryf charakterystyki  $(r_s)p = f(T)$  zostaje w całości skompensowany wartością wyrazu wolnego  $b_{r_{rw}}$ . Przyczyną dryfu jest prawdopodobna dysfunkcja barometru (dryf zera skali). Informacja o nagłym wzroście tendencji składowej  $(r_s)p = f(T)$  została przekazana do serwisu. W wyniku dokonanego przeglądu ustalono, że przyczyną dysfunkcji jest zatkanie liściem wlotu do barometru, co spowodowało wystąpienie strat ciśnienia i wprowadziło błąd systematyczny pomiaru ciśnienia atmosferycznego rzędu 3,5 hPa.
5. Zmiany wywołane ujemnymi wartościami mikrozmienności nieliniowej charakterystyki składowej  $(r_s)t'$  przenoszą się dużą zmiennością na charakterystykę roboczą urządzenia pomiarowego.
6. W określonym przedziale temperatury wystąpił wzrost prędkości wiatru, co spowodowało ewidentny wzrost składowej cząstkowej  $(r_s)V$ . Jest to niezaprzeczalne potwierdzenie, że błąd systematyczny pomiaru temperatury, w przypadku gdy w czujniku termometrycznym wydzielana jest nadmierna ilość ciepła Joule'a, będzie zależęć również od prędkości ruchu powietrza w osłonie radiacyjnej (klatce meteorologicznej), która jest funkcją prędkości wiatru zmierzonej na standardowej wysokości 10 m. Liniowa tendencja, biorąca początek w pobliżu zera układu współrzędnych prostokątnych potwierdza, że zmienność składowej  $(r_s)V$  jest w głównej mierze zjawiskiem wtórnym, będącym skutkiem procesu wymiany z otoczeniem nadmiernego ciepła Joule'a, nie zaś dysfunkcji anemometru.



Rys. V.2. Składowa cząstkowa wiatru  $(r_s)V = f(T)_{wzgl.}$  w Koszalinie, luty 2017

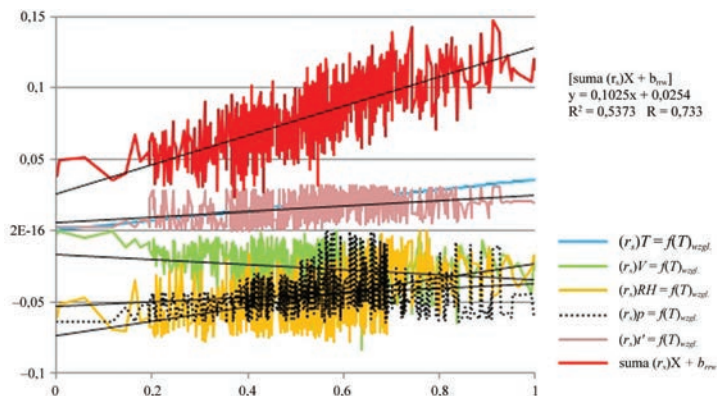
Uwzględniając przedstawione przesłanki, stan charakterystyki roboczej można określić jako IV fazę rozwoju zjawiska mikrozmienności charakterystyk.

## 2.2. Gdańsk-Świbno – czerwiec 2017

KOMENTARZ do rys. V.3

1. Charakterystyki składowych cząstkowych wykazują nieznaczne odchylenie od charakterystyki należnej, z wyjątkiem składowych cząstkowych  $(r_s)p = f(T)_{wzgl.}$  i  $(r_s)RH = f(T)_{wzgl.}$
2. Składowa cząstkowa  $(r_s)p = f(T)_{wzgl.}$ , zależna od ciśnienia, wykazuje zależność od temperatury w postaci dryfu i mikrozmienności charakterystyki. Zależność ta, jako zjawisko wtórne, nie może wynikać ze wzrostu podatności na warunki wymiany z otoczeniem ciepła Joule'a, ponieważ, jak na to wskazuje charakterystyka  $(r_s)T = f(T)_{wzgl.}$ , jest ono wydzielane na bardzo małym poziomie, zbliżonym do konstrukcyjnego – należnym. Nie może być zatem przyczyną znaczących reakcji pozostałych składowych cząstkowych. W tej sytuacji mikrozmienność charakterystyki cząstkowej  $(r_s)p = f(T)_{wzgl.}$  spowodowana jest prawdopodobnie przyczyną występującą w urządzeniu barometrycznym, być może wadliwym ustawieniem układu kompensującego wpływy temperatury.
3. Składowa cząstkowa  $(r_s)RH = f(T)_{wzgl.}$  wykazuje podobny dryf, prawdopodobnie z analogicznych przyczyn.
4. Wszystkie zmiany wywołane ujemnymi wartościami mikrozmienności charakterystyk cząstkowych przenoszą się na charakterystykę roboczą urządzenia pomiarowego, zwiększając przedział rozrzutu wyników pomiarów chwilowych temperatury, co na rys. V.24-V.31 przedstawiono za pośrednictwem chmury znaczników.





Rys. V.3. Charakterystyki składowej systematycznej i składowych cząstkowych w funkcji  $T_{(wzgl.)}$  w Gdańsku-Świbnie, czerwiec 2017 r.

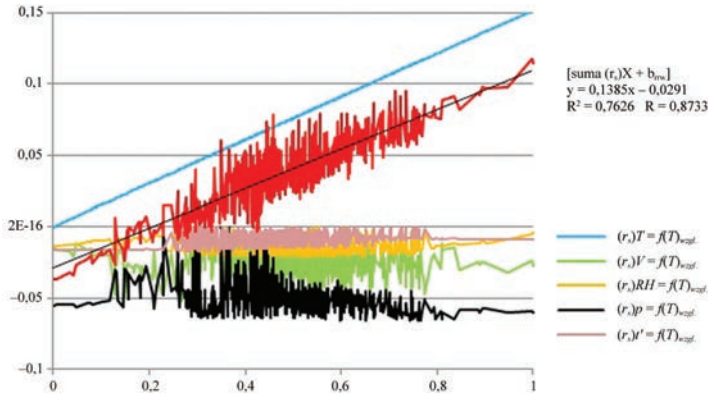
5. Tendencja liniowa charakterystyki roboczej ma postać:  $y = 0,1025x + 0,0254$ , z której wynika, że wartość błędu systematycznego dla  $-30^{\circ}\text{C}$  wyniesie  $0,18^{\circ}\text{C}$ , zaś dla  $+40^{\circ}\text{C}$  będzie to  $+0,20^{\circ}\text{C}$ .  $\{(T)_{wzgl.} = [T_x - (+5,241)]/[25,551 - 5,241]\}$ .
6. Urządzenie termometryczne jest niewiarygodne.

## 2.3. Chojnice – październik 2017

KOMENTARZ do rys. V.4

Charakterystyka robocza urządzenia termometrycznego (suma liniowych charakterystyk cząstkowych  $y = \sum(a_i \cdot T) + b_{rw}$  ( $b_{rw}$  – wyraz wolny równania regresji wielokrotnej) jest nieliniowo zniekształcona charakterystykami składowych cząstkowych  $(r_s)T$ ,  $(r_s)V$ ,  $(r_s)RH$  i  $(r_s)t'$ .

1. Charakterystyka składowej  $(r_s)T$  jest silnie odkształcona zjawiskiem samopodgrzewania. Układ pomiarowy jest zasilany napięciem lub prądem o nieprawidłowych wielkościach. Zjawiska związane z wymianą z otoczeniem ciepła Joule'a występują z umiarkowanym natężeniem. Górna wartość zakresu pomiarowego ( $+40^{\circ}\text{C}$ ) jest obciążona błędem systematycznym  $\approx +0,3^{\circ}\text{C}$ .
2. Zmiany wywołane ujemnymi wartościami nieliniowej mikrozmienności charakterystyki składowej  $(r_s)V$  przenoszą się na charakterystykę roboczą urządzenia pomiarowego.
3. Zmiany wywołane ujemnymi wartościami dryfu charakterystyki składowej  $(r_s)RH$ , tj. jej nieznaczny dryf oraz zmienność wartości przenoszą się na charakterystykę roboczą urządzenia termometrycznego.
4. Duży, ujemny dryf charakterystyki  $(r_s)p = f(T)$  zostaje w całości skompensowany wartością wyrazu wolnego  $b_{rw}$ , co wskazuje na prawdopodobną dysfunkcję barometru (dryf zera skali).



Rys. V.4. Charakterystyki składowych cząstkowych w funkcji  $T_{(wzgl.)}$  w Chojnicach, październik 2017 r.

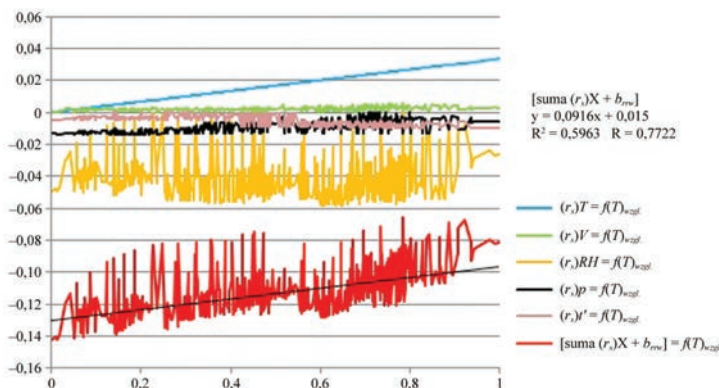
5. Zmiany wywołane ujemnymi wartościami mikrozmienności nieliniowej charakterystyki składowej ( $r_s \cdot t'$ ) przenoszą się w sposób umiarkowany na charakterystykę roboczą urządzenia pomiarowego.
6. Stan charakterystyki roboczej: III faza rozwoju zjawiska mikrozmienności charakterystyk.

## 2.4. Chojnice – luty 2017

### KOMENTARZ do rys. V.5

Charakterystyka robocza urządzenia termometrycznego (suma liniowych charakterystyk cząstkowych  $y = \sum(a_i \cdot T) + b_{rrw}(b_{rrw} - \text{wyraz wolny równania regresji wielokrotnej})$  jest zniekształcona:

1. Małymi, dodatnimi wartościami liniowej mikrozmienności charakterystyki składowej  $(r_s)T$ .
2. Dodatnimi wartościami nieliniowej mikrozmienności charakterystyki składowej  $(r_s)V$ . Nieznaczne wartości składowej wiatrowej są skutkiem małych prędkości wiatru w analizowanym miesiącu (do 10 m/s) oraz bardzo małą wartością nadmiernego ciepła Joule'a wydzielanego w czujniku termometrycznym.
3. Ujemnymi wartościami dryfu charakterystyki składowej  $(r_s)RH$ . Znaczący dryf charakterystyki składowej  $(r_s)RH$  oraz duża zmienność wartości przenoszą się na charakterystykę roboczą urządzenia termometrycznego jako wpływ wielkości fizycznej kształtującej warunki wymiany z otoczeniem ciepła Joule'a. Znacząca wartość dryfu wskazuje na prawdopodobną nieznaczną degradację charakterystyki miernika wilgotności względnej.
4. Małymi, ujemnymi wartościami dryfu charakterystyki składowej  $(r_s)p$ .



Rys. V.5. Charakterystyki składowych cząstkowych w funkcji  $T_{(wzgl.)}$  w Chojnicach, luty 2017 r.

5. Ujemnymi wartościami nieliniowej mikrozmienności charakterystyki składowej  $(r_s)t'$ .

Tendencja charakterystyki roboczej urządzenia termometrycznego wynika z rozwoju zjawiska samopodgrzewania czujnika termometrycznego, natomiast przedział zmienności jest skutkiem rozrzutu składowej cząstkowej  $(r_s)RH$ .

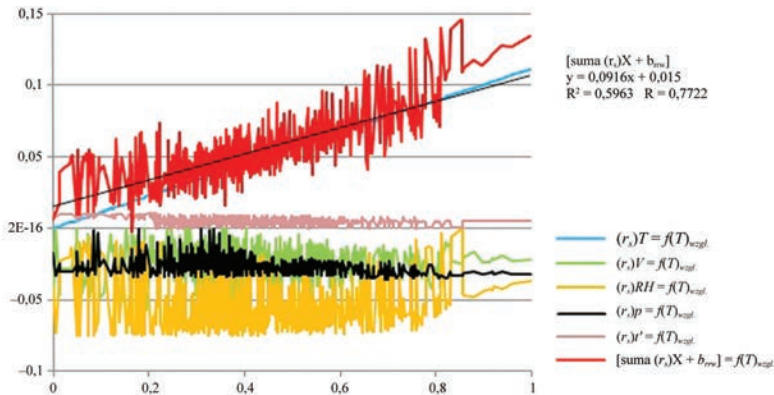
Stan charakterystyki roboczej: I faza rozwoju zjawiska mikrozmienności charakterystyk.

## 2.5. Koszalin – październik 2017

### KOMENTARZ do rys. V.6

Charakterystyka robocza urządzenia termometrycznego (suma liniowych charakterystyk cząstkowych  $y = \sum(a_i \cdot T) + b_{rrw}$  ( $b_{rrw}$  – wyraz wolny równania regresji wielokrotnej) jest zniekształcona:

1. Dodatnimi wartościami liniowej mikrozmienności charakterystyki składowej cząstkowej  $(r_s)T = 0,0076 \cdot T + 2E - 16$ . Górna wartość zakresu pomiarowego ( $+40^\circ\text{C}$ ) jest obciążona błędem systematycznym  $+0,3^\circ\text{C}$ .
2. Ujemnymi wartościami nieliniowej mikrozmienności charakterystyki składowej cząstkowej  $(r_s)V$ . Wartości składowej cząstkowej  $(r_s)V$  są małe, ponieważ prędkości wiatru w analizowanym miesiącu były niewielkie ( $V < 11 \text{ m/s}$ ).
3. Ujemnymi wartościami dryfu charakterystyki składowej  $(r_s)RH$ . Znaczący dryf charakterystyki składowej cząstkowej  $(r_s)RH$  oraz duża zmienność jej wartości przenoszą się na charakterystykę roboczą urządzenia termometrycznego jako wpływ wielkości fizycznej uczestniczącej w kształtowaniu warunków wymiany z otoczeniem ciepła Joule'a.
4. Ujemnymi wartościami dryfu charakterystyki składowej  $(r_s)p$ . Znacząca wartość dryfu charakterystyki  $(r_s)p = f(T)$  wraz z dużymi wartościami składowej



Rys. V.6. Charakterystyki składowych cząstkowych w funkcji  $T_{(wzgl.)}$  w Koszalinie, październik 2017 r.

$(r_s)RH$  spójnie wskazuje na zaawansowaną fazę (IV) rozwoju zjawiska mikrozmienności charakterystyki urządzenia termometrycznego.

5. Udział zmienności charakterystyki składowej  $(r_s)t'$  jest pomijalnie mały.

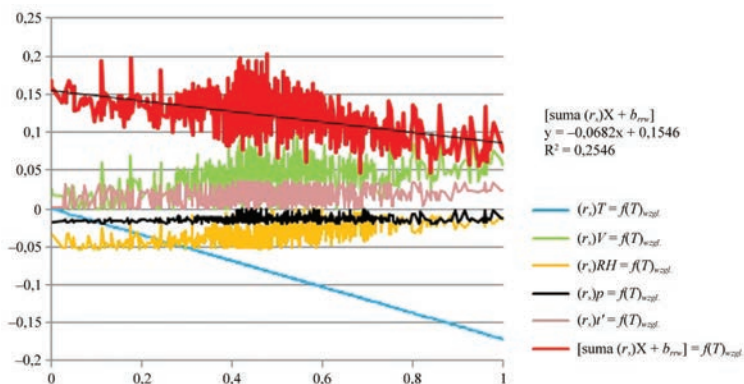
Stan charakterystyki roboczej: IV faza rozwoju zjawiska mikrozmienności charakterystyk.

## 2.6. Toruń – czerwiec 2017

### KOMENTARZ do rys. V.7

Charakterystyka robocza urządzenia termometrycznego (suma liniowych charakterystyk cząstkowych  $y = \sum(a_i \cdot T) + b_{rrw}(b_{rrw} - \text{wyraz wolny równania regresji wielokrotnej})$  jest nieliniowo zniekształcona charakterystykami składowych cząstkowych  $(r_s)RH$  i  $(r_s)t'$ .

1. Charakterystyka składowej  $(r_s)T$  jest silnie odkształcona zjawiskiem samopodgrzewania. Układ pomiarowy jest zasilany napięciem lub prądem o nieprawidłowych wielkościach. Zjawiska związane z wymianą z otoczeniem ciepła Joule'a występują z umiarkowanym natężeniem. Górna wartość zakresu pomiarowego (+40°C) jest obciążona błędem systematycznym  $\approx +0,3^\circ\text{C}$ .
2. Zmiany wywołane ujemnymi wartościami nieliniowej mikrozmienności charakterystyki składowej  $(r_s)V$  przenoszą się na charakterystykę roboczą urządzenia pomiarowego.
3. Zmiany wywołane ujemnymi wartościami dryfu charakterystyki składowej  $(r_s)RH$ . Znaczący dryf charakterystyki składowej  $(r_s)RH$  oraz zmienność jej wartości przenoszą się na charakterystykę roboczą urządzenia termometrycznego.



Rys. V.7. Charakterystyki składowych cząstkowych w funkcji  $T_{(wzgl.)}$  w Toruniu, czerwiec 2017 r.

4. Duży, ujemny dryf charakterystyki  $(r_s)p = f(T)$  zostaje w całości skompensowany wartością wyrazu wolnego  $b_{rrw}$ , co wskazuje na prawdopodobną dysfunkcję barometru (dryf zera skali).
5. Zmiany wywołane ujemnymi wartościami mikrozmienności nieliniowej charakterystyki składowej  $(r_s \cdot t')$  przenoszą się w sposób umiarkowany na charakterystykę roboczą urządzenia pomiarowego.

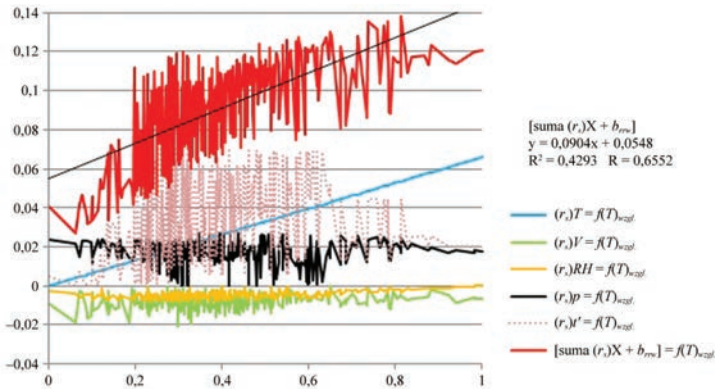
Stan charakterystyki roboczej: III faza rozwoju zjawiska mikrozmienności charakterystyk.

## 2.7. Kołobrzeg – czerwiec 2017

### KOMENTARZ do rys. V.8

Charakterystyka robocza urządzenia termometrycznego (suma liniowych charakterystyk cząstkowych  $y = \sum(a_i \cdot T) + b_{rrw}$  ( $b_{rrw}$  – wyraz wolny równania regresji wielokrotnej) jest nieliniowo zniekształcona charakterystykami składowych cząstkowych  $(r_s)T$ ,  $(r_s)p$  i  $(r_s)t'$ .

1. Charakterystyka składowej  $(r_s)T$  jest silnie odkształcona zjawiskiem samopodgrzewania. Układ pomiarowy jest zasilany napięciem lub prądem o nieprawidłowych wielkościach. Zjawiska związane z wymianą z otoczeniem ciepła Joule'a występują z umiarkowanym natężeniem. Górna wartość zakresu pomiarowego ( $+40^\circ\text{C}$ ) jest obciążona błędem systematycznym  $\approx +0,3^\circ\text{C}$ .
2. Zmiany wywołane ujemnymi wartościami nieliniowej mikrozmienności charakterystyki składowej  $(r_s)V$  przenoszą się na charakterystykę roboczą urządzenia pomiarowego w nieznacznym stopniu.
3. Zmiany wywołane ujemnymi wartościami dryfu charakterystyki składowej  $(r_s)RH$ , tj. nieznaczny dryf charakterystyki składowej  $(r_s)RH$  oraz zmienność jej



Rys. V.8. Charakterystyki składowych cząstkowych w funkcji  $T_{(wzgl.)}$  w Kołobrzegu, czerwiec 2017 r.

wartości przenoszą się na charakterystykę roboczą urządzenia termometrycznego w stopniu pomijalnie małym.

4. Znaczący dryf charakterystyki  $(r_s)p = f(T)$  uczestniczy w kształtowaniu dużej zmienności charakterystyki roboczej urządzenia termometrycznego.
5. Zmiany wywołane dodatnimi wartościami mikrozmienności nieliniowej charakterystyki składowej  $(r_s \cdot t')$  przenoszą się w sposób dominujący na charakterystykę roboczą urządzenia pomiarowego.

Stan charakterystyki roboczej: III faza rozwoju zjawiska mikrozmienności charakterystyk.

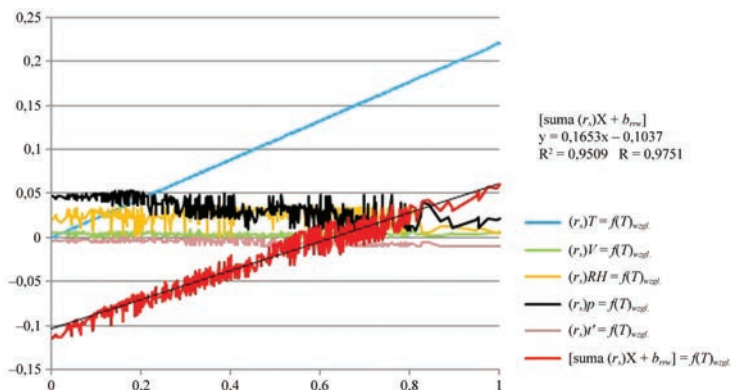
## 2.8. Toruń – luty 2017

KOMENTARZ do rys. V.9

Charakterystyka robocza urządzenia termometrycznego (suma liniowych charakterystyk cząstkowych  $y = \sum(a_i \cdot T) + b_{rrw}(b_{rrw} - \text{wyraz wolny równania regresji wielokrotnej})$  nie jest w sposób istotny zniekształcana charakterystykami składowych cząstkowych, z wyjątkiem składowej  $(r_s)T = f(T)_{wzgl.}$ . Stąd wysoka wartość współczynnika korelacji w równaniu liniowym tendencji. Współczynnik regresji równania tendencji zbliżony do współczynnika kierunkowego charakterystyki składowej cząstkowej  $(r_s)T = f(T)_{wzgl.}$ . Przedział zmienności nieznaczny ulegnie rozszerzeniu po dodaniu szeregu reszt, tj. błędów przypadkowych.

1. Charakterystyka składowej  $(r_s)T$  jest silnie odkształcona zjawiskiem samopodgrzewania. Układ pomiarowy jest zasilany napięciem lub prądem o nieprawidłowych wielkościach. Zjawiska związane z wymianą z otoczeniem ciepła Joule'a występują z różnym, lecz nieznacznym natężeniem. Górna wartość zakresu pomiarowego (+40°C) jest obciążona błędem systematycznym  $\approx +0,39 \times C$ .





Rys. V.9. Charakterystyki składowych cząstkowych w funkcji  $T_{(wzgl.)}$  w Toruniu, luty 2017 r.

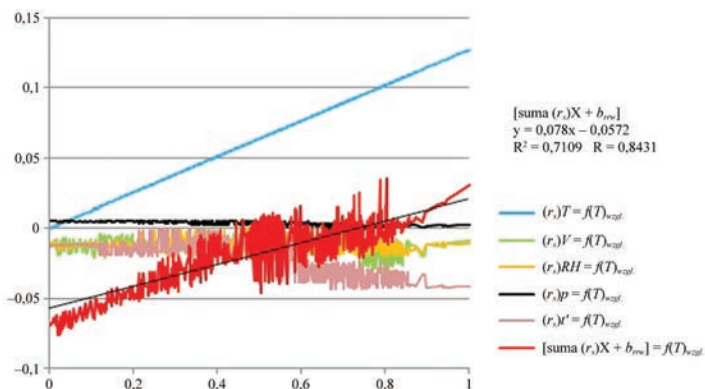
2. Zmiany wywołane dodatnimi wartościami liniowej mikrozmienności charakterystyki cząstkowej  $(r_s)V$  przenoszą się na charakterystykę roboczą urządzenia pomiarowego minimalnym modulem, ze względu na mały zakres prędkości wiatru 0-6 m/s, jaki wystąpił w okresie badanym.
3. Zmiany wywołane dodatnimi wartościami dryfu charakterystyki składowej  $(r_s)RH$ , tj. nieznaczny dryf charakterystyki składowej  $(r_s)RH$  oraz zmienność jej wartości przenoszą się w sposób widoczny na charakterystykę roboczą urządzenia termometrycznego. Przebieg tej charakterystyki wykazuje nieznaczny związek z dużymi zmianami występującymi w składowej cząstkowej  $(a_T \cdot T)$ , wynikającymi ze zjawiska samopodgrzewania czujnika termometrycznego.
4. Nieznaczny, dodatni dryf charakterystyki  $(r_s)p = f(T)$  i jej mikrozmienność potwierdzają, że ich przyczyną może być nieznaczna dysfunkcja urządzenia barometrycznego.
5. Zmiany wywołane ujemnymi wartościami mikrozmienności liniowej charakterystyki składowej  $(r_s)t'$  przenoszą się w sposób umiarkowany na charakterystykę roboczą urządzenia pomiarowego, odchylając ją nieznacznie od składowej cząstkowej  $(r_s)T = f(T)wzgl.$

Stan charakterystyki roboczej: IV faza rozwoju zjawiska mikrozmienności charakterystyki.

## 2.9. Hel – luty 2017

KOMENTARZ do rys. V.10

Charakterystyka robocza urządzenia termometrycznego (suma liniowych charakterystyk cząstkowych  $y = \sum(a_i \cdot T) + b_{rrw}$  ( $b_{rrw}$  – wyraz wolny równania regresji wielokrotnej) jest liniowo zniekształcona charakterystykami składowych cząstkowych, z wyjątkiem  $(r_s)p$ , której wpływ jest pomijalnie mały.



Rys. V.10. Charakterystyki składowych cząstkowych w funkcji  $T_{(vzgl)}$  w Helu, luty 2017 r.

1. Charakterystyka składowej  $(r_s)T$  jest silnie odkształcona zjawiskiem samopodgrzewania. Układ pomiarowy jest zasilany napięciem lub prądem o nieprawidłowych wielkościach. Zjawiska związane z wymianą z otoczeniem ciepła Joule'a występują z różnym natężeniem. Górna wartość zakresu pomiarowego ( $+40^{\circ}\text{C}$ ) jest obciążona błędem systematycznym  $\approx +0,39^{\circ}\text{C}$ .
2. Zmiany wywołane dodatnimi wartościami liniowej mikrozmienności charakterystyki cząstkowej  $(r_s)V$  przenoszą się na charakterystykę roboczą urządzenia pomiarowego minimalnym modulem, ze względu na mały zakres prędkości wiatru 0-6 m/s, jaki wystąpił w badanym okresie.
3. Zmiany wywołane dodatnimi wartościami dryfu charakterystyki składowej  $(r_s)RH$ , tj. nieznaczny dryf charakterystyki składowej  $(r_s)RH$  oraz zmienność jej wartości przenoszą się na charakterystykę roboczą urządzenia termometrycznego. Przebieg tej charakterystyki wykazuje związek z dużymi zmianami występującymi w składowej cząstkowej  $(r_s)T = f(T)$ , wynikającymi ze zjawiska samopodgrzewania czujnika termometrycznego. Prawdopodobną przyczyną dryfu może być nieznaczna dysfunkcja higrometru.
4. Minimalny dodatni dryf charakterystyki  $(r_s)p = f(T)$  jest bez znaczenia dla celów praktycznych.
5. Zmiany wywołane ujemnymi wartościami mikrozmienności nieliniowej charakterystyki składowej  $(r_s)t'$  przenoszą się na charakterystykę roboczą urządzenia pomiarowego, odchylając ją od składowej cząstkowej  $(r_s)T = f(T)$ .

Stan charakterystyki roboczej: I faza rozwoju zjawiska mikrozmienności charakterystyki.



### 3. Wyniki analizy układu pomiarowego ( $r_{s1} = T_{Rw} - 40$ )

W tabelach zatytułowanych *Zestawienie wyników analizy regresji* ( $T_{Rw} - 40$ )<sub>rez.</sub> przedstawiono dla poszczególnych miesięcy:

- liczbę terminów pomiarowych  $N$ , dla których pozyskano komplety pomierzonych wartości zmiennych niezależnych i zależnych;
- wartości współczynników regresji  $a_i$  dla każdej zmiennej niezależnej;
- wartość wyrazu wolnego  $b$ ;
- wartości współczynników dopasowania  $R^2$  i korelacji  $R$ .

W tabelach zatytułowanych *Równanie tendencji liniowej*  $r_{s2}(T_a - T_w) = f(T_a)$  przedstawiono:

- postaci liniowych równań tendencji;
- wartości odnośnych współczynników dopasowania  $R^2$  i korelacji  $R$ ;
- maksymalne wartości procentowe asymetrii rozkładu reszt jako wskaźnika jakości dopasowania równań regresji wielokrotnej do zależności rzeczywistych.

Część *Jakość regresji* zawiera informacje dotyczące:

- maksymalnych wartości procentowych asymetrii rozkładu reszt;
- klasy, w której ta wartość wystąpiła;
- wartości błędu standardowego
- istotności  $F$ .

Dla stacji Ustka, Toruń, Resko, Lębork, Kołobrzeg, Hel i Gdańsk-Świbno sporządzono dodatkowe wykresy  $b = f(t)$  dla uwidocznienia, że proces starzenia układu termometrycznego oraz zasilacza niezrównoważonego mostka pomiarowego może przebiegać z różnymi prędkościami: od względnie bardzo małej do bardzo dużej. Proces ten jest w dłuższym okresie nieodwracalny, lecz w krótkich odstępach czasu może wykazywać nieznaczną nawrotność. Wynika ona ze wzrostu lub spadku podatności (współczynniki regresji  $a_v$ ,  $a_{RH}$ ,  $a_p$ ) na wpływy parametrów pochodnych ( $V$ ,  $RH$ ,  $p$ ) oraz z wystąpienia w analizowanym miesiącu większych wartości tych zmiennych. Zwiększa to sumę składowych cząstkowych  $[(a_v \cdot V) + (a_{RH} \cdot RH) + (a_p \cdot p)]$ , a więc sprawia, że rośnie wpływ zmiennych niezależnych określających warunki wymiany z otoczeniem ciepła Joule'a.

### 3.1. Chojnice

Tabela V.1. Zestawienie równań tendencji liniowych składowej cząstkowej  $r_{s1}(T_{Rw} - 40)_{r_{recz.}} = f(T_a)$

	Równanie tendencji			Czujnik
maj 15	$y = -0,0016 \cdot T_a - 0,0365$	$R^2 = 0,894$	$R = 0,946$	A
czerwiec 15	$y = -0,0017 \cdot T_a - 0,0297$	$R^2 = 0,983$	$R = 0,992$	A
lipiec 15	$y = -0,0017 \cdot T_a - 0,0229$	$R^2 = 0,969$	$R = 0,985$	A
sierpień 15	$y = -0,0016 \cdot T_a - 0,0185$	$R^2 = 0,977$	$R = 0,988$	A
wrzesień 15	$y = -0,0017 \cdot T_a - 0,0135$	$R^2 = 0,939$	$R = 0,969$	A
październik 15				
listopad 15	$y = -0,0016 \cdot T_a - 0,0072$	$R^2 = 0,969$	$R = 0,985$	B
grudzień 15	$y = -0,0016 \cdot T_a - 0,0028$	$R^2 = 0,975$	$R = 0,987$	B
styczeń 16	$y = -0,0016 \cdot T_a - 0,0006$	$R^2 = 0,996$	$R = 0,998$	B
luty 16	$y = -0,0016 \cdot T_a + 0,0018$	$R^2 = 0,985$	$R = 0,993$	B
marzec 16	$y = -0,0016 \cdot T_a + 0,0038$	$R^2 = 0,961$	$R = 0,981$	B
styczeń 17	$y = -0,0017 \cdot T_a + 0,0244$	$R^2 = 0,99$	$R = 0,995$	C/D
luty 17	$y = -0,0015 \cdot T_a + 0,0261$	$R^2 = 0,993$	$R = 0,997$	D
marzec 17	$y = -0,0017 \cdot T_a + 0,0272$	$R^2 = 0,984$	$R = 0,992$	D
kwiecień 17	$y = -0,0017 \cdot T_a + 0,0271$	$R^2 = 0,988$	$R = 0,994$	D
maj 17	$y = -0,0017 \cdot T_a + 0,0271$	$R^2 = 0,995$	$R = 0,998$	D
czerwiec 17	$y = -0,0017 \cdot T_a + 0,0269$	$R^2 = 0,982$	$R = 0,991$	D
lipiec 17	$y = -0,0016 \cdot T_a + 0,0268$	$R^2 = 0,966$	$R = 0,983$	D
sierpień 17	$y = -0,0017 \cdot T_a + 0,0301$	$R^2 = 0,991$	$R = 0,996$	D
wrzesień 17	$y = -0,0018 \cdot T_a + 0,0344$	$R^2 = 0,951$	$R = 0,975$	D
październik 17	$y = -0,0017 \cdot T_a + 0,0351$	$R^2 = 0,973$	$R = 0,986$	D
listopad 17	$y = -0,0017 \cdot T_a + 0,0370$	$R^2 = 0,984$	$R = 0,992$	D
grudzień 17	$y = -0,0016 \cdot T_a + 0,0386$	$R^2 = 0,977$	$R = 0,988$	D
styczeń 18	$y = -0,0016 \cdot T_a + 0,0402$	$R^2 = 0,99$	$R = 0,995$	D/E
luty 18	$y = -0,0017 \cdot T_a + 0,0408$	$R^2 = 0,99$	$R = 0,995$	E

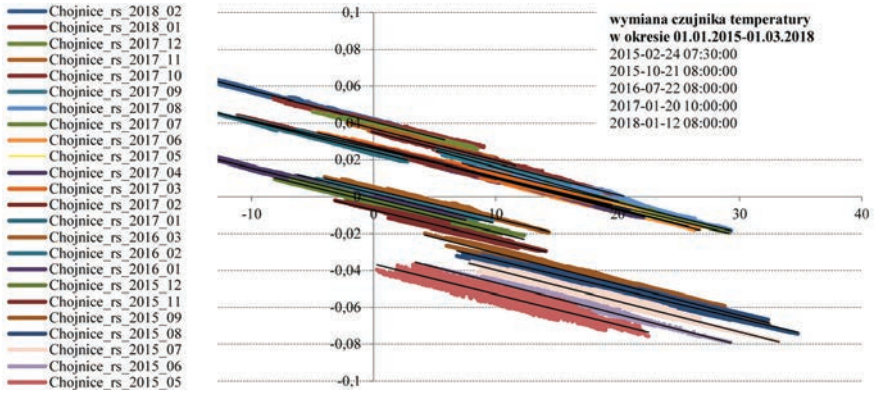
Średni dryf miesięczny w latach 2015-2018: 0,0023°C

Czujnik A: średni dryf w okresie V-IX 2015: +0,0046°C/miesiąc

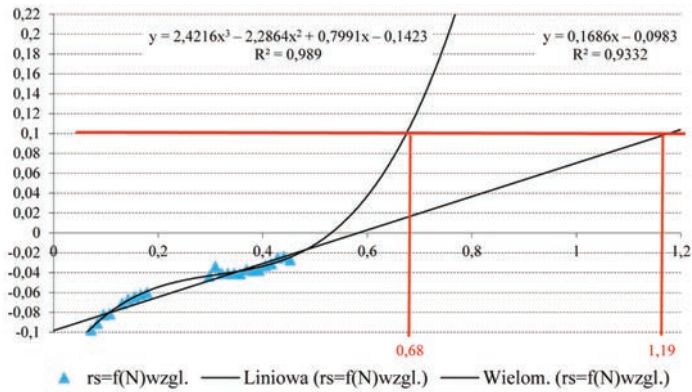
Czujnik B: średni dryf w okresie XI 2015-III 2016: +0,0022°C/miesiąc

Czujnik D: średni dryf w okresie II-XII 2017: +0,0125°C/miesiąc

Rozwój nieliniowy



Rys. V.11. Charakterystyki miesięczne  $r_{si}(T_{Rw} - 40) = f(T_a)$  w Chojnicach z lat 2015-2018



Rys. V.12. Prognoza czasu życia układu termometrycznego w Chojnicach; prawdopodobny czas życia układu termometrycznego wyniesie od 4 lat 9 miesięcy do 8 lat i 4 miesięcy; objaśnienia rozdział 2.8.2

Tabela V.2. Chojnice – analiza układu  $r = (T_{Rw} - 40)_{\text{recc}}$

		Zestawienie wyników REGRESJI $r = (T_{Rw} - 40)_{\text{recc}}$										Jakość REGRESJI			
	$N$	$a(T)$	$a(V)$	$a(RH)$	$a(p)$	$a(t')$	$b$	$R^2$	$R$	Max asymetria	Klasa max asymetrii	Błąd stand.	Isotność $F$		
maj 15	4464	-0,0016	0,0004	0,0001	0,0000	0,0003	-0,0236	0,8855	0,9410	0,3248	-0,0010	0,0027	0,00E+00		
czerwiec 15	4320	-0,0015	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	-0,1102	0,8864	0,9415	0,3935	0,0030	0,0028	0,00E+00		
lipiec 15	3214	-0,0014	0,0001	0,0001	0,0000	0,0002	-0,0609	0,9026	0,9501	0,6378	0,0020	0,0028	0,00E+00		
sierpień 15	4425	-0,0016	0,0000	0,0000	-0,0001	0,0001	0,0604	0,9019	0,9497	0,8362	0,0030	0,0030	0,00E+00		
wrzesień 15	4320	-0,0014	0,0000	0,0001	0,0000	0,0002	0,0111	0,8873	0,9420	0,2778	0,0030	0,0027	0,00E+00		
październik 15															
listopad 15	4320	-0,0015	0,0001	0,0000	0,0000	0,0002	-0,0323	0,9120	0,9550	0,3472	0,0030	0,0021	0,00E+00		
grudzień 15	4442	-0,0016	0,0002	0,0000	0,0000	0,0001	-0,0036	0,9094	0,9536	1,2157	-0,0020	0,0023	0,00E+00		
styczeń 16	4427	-0,0017	0,0003	0,0000	0,0000	0,0001	0,0055	0,9477	0,9735	0,5421	-0,0020	0,0023	0,00E+00		
luty 16	4172	-0,0016	0,0002	0,0000	0,0000	0,0001	0,0131	0,7890	0,8882	0,5872	-0,0020	0,0025	0,00E+00		
marzec 16	4464	-0,0017	0,0003	0,0000	0,0000	0,0001	0,0096	0,7429	0,8619	0,3360	0,0020	0,0027	0,00E+00		
styczeń 17	3603	-0,0017	0,0002	0,0000	0,0000	0,0001	0,0222	0,8452	0,9193	1,2906	-0,0020	0,0025	0,00E+00		
luty 17	4032	-0,0016	0,0001	0,0000	0,0000	0,0001	-0,0057	0,9010	0,9492	0,5704	-0,0010	0,0026	0,00E+00		
marzec 17	4464	-0,0016	0,0003	0,0001	0,0000	0,0001	0,0044	0,8680	0,9317	0,7728	0,0020	0,0026	0,00E+00		
kwiecień 17	4320	-0,0017	0,0003	0,0000	0,0000	0,0000	0,0298	0,8773	0,9367	1,0417	0,0020	0,0026	0,00E+00		
maj 17	4464	-0,0015	0,0002	0,0001	0,0000	0,0000	-0,0103	0,9307	0,9647	0,5040	0,0030	0,0027	0,00E+00		
czerwiec 17	4320	-0,0016	0,0002	0,0001	0,0000	0,0000	0,0310	0,8487	0,9212	0,6134	-0,0010	0,0026	0,00E+00		
lipiec 17	4464	-0,0014	0,0003	0,0001	0,0001	0,0000	-0,0693	0,8295	0,9108	0,4256	0,0030	0,0027	0,00E+00		
sierpień 17	4464	-0,0015	0,0003	0,0000	0,0000	0,0000	0,0327	0,8497	0,9218	0,7953	0,0020	0,0028	0,00E+00		
wrzesień 17	4320	-0,0017	0,0004	0,0000	0,0000	0,0001	-0,0020	0,8087	0,8993	0,8333	-0,0020	0,0025	0,00E+00		
październik 17	4464	-0,0017	0,0004	0,0000	0,0000	0,0001	-0,0138	0,8140	0,9022	0,5600	-0,0010	0,0026	0,00E+00		
listopad 17	4464	-0,0016	0,0001	0,0000	0,0000	0,0001	0,0486	0,7918	0,8898	0,7527	-0,0020	0,0024	0,00E+00		
grudzień 17	4464	-0,0016	0,0001	0,0000	0,0000	0,0001	0,0486	0,7918	0,8898	0,8849	-0,0020	0,0024	0,00E+00		
styczeń 18	4464	-0,0016	0,0003	0,0000	0,0000	0,0000	0,0329	0,8451	0,9193	0,5264	-0,0010	0,0025	0,00E+00		
luty 18	4032	-0,0016	0,0002	0,0001	0,0000	0,0001	0,0329	0,9057	0,9517	0,4712	-0,0020	0,0025	0,00E+00		

Tabela V.3. Chojnice – zestawienie ekstremalnych wartości pomiarów oraz p-value

	Pomiary min/max														p-value: regresja ( $T_{Rw} - 40$ ) <sub>prze.</sub>				
	T		V		RH		p		t'		T <sub>Rw</sub>		a(T)	a(V)	a(RH)	a(p)	a(t')	b	
	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max							
maj 15	0,28	22,53	0	12,36	21,48	98,06	983,539	1009,02	0,00017	0,99	39,92	39,97	0,0000	0,0000	0,0000	0,0061	0,0000	0,0059	
czerwiec 15	3,43	29,28	0	10,83	21,09	98,48	982,571	1009,88	0,0001	0,99	39,92	39,97	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	
lipiec 15	7,84	33,21	0	12,01	25,11	96,41	981,3	1010,03	0,00061	0,99	39,92	39,97	0,0000	0,0008	0,0000	0,0119	0,0000	0,0000	
sierpień 15	6,85	34,75	0	8,44	21,41	97,08	988,674	1009,13	0,00014	0,99	39,92	39,98	0,0000	0,7786	0,3974	0,0000	0,0000	0,0000	
wrzesień 15	4,22	32,40	0	11,21	29,34	98,09	981,388	1019,03	0,00015	0,99	39,93	39,98	0,0000	0,1957	0,0000	0,0000	0,0000	0,0769	
październik 15																			
listopad 15	-3,14	14,12	0	12,42	61,99	99,44	973,661	1013,93	0,00014	0,99	39,97	40,00	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	
grudzień 15	-8,09	12,32	0	12,19	54,82	99,38	979,163	1021,26	0,00014	0,99	39,97	40,01	0,0000	0,0000	0,0038	0,9009	0,0000	0,5471	
styczeń 16	-16,88	7,55	0	11,61	48,08	99,35	970,171	1012,87	0,00014	0,99	39,98	40,03	0,0000	0,0000	0,0000	0,0044	0,0000	0,1505	
luty 16	-6,22	9,76	0	12,10	44,16	98,66	964,669	1018,53	0,00013	0,99	39,98	40,02	0,0000	0,0000	0,0085	0,0024	0,0000	0,0059	
marzec 16	-4,01	14,38	0	11,21	42,52	98,32	974,415	1016,64	0,00014	0,99	39,98	40,02	0,0000	0,0000	0,0018	0,0437	0,0000	0,0432	
styczeń 17																			
luty 17	-14,08	2,78	0	10,59	53,54	99,93	964,099	1019,02	0,0002	0,99	40,01	40,05	0,0000	0,0000	0,0000	0,5091	0,0000	0,0000	
marzec 17	-11,15	10,01	0	10,45	42,14	98,98	962,593	1019,48	0,00013	0,99	40,01	40,05	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,2754	
kwiecień 17	-4,55	19,49	0	9,35	26,87	99,08	968,009	1010,00	0,00012	0,99	39,99	40,04	0,0000	0,0000	0,0000	0,0010	0,0000	0,4049	
maj 17	-3,76	22,11	0	10,91	35,98	98,92	980,227	1013,74	0,00013	0,99	39,98	40,04	0,0000	0,0000	0,0000	0,2480	0,3467	0,0000	
czerwiec 17	-0,25	25,77	0	8,60	30,63	99,16	986,744	1010,52	0,00013	0,99	39,98	40,03	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,1619	
lipiec 17	5,66	26,72	0	13,04	30,81	98,85	969,456	1002,91	0,00013	0,99	39,98	40,02	0,0000	0,0000	0,0000	0,1715	0,0010	0,0002	
sierpień 17	7,22	29,13	0	8,67	39,50	99,03	978,256	1002,71	0,00013	0,99	39,98	40,02	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	
wrzesień 17	5,16	20,05	0	18,35	36,36	99,51	988,297	1006,13	0,00013	0,99	39,98	40,02	0,0000	0,0000	0,0000	0,5167	0,0000	0,0244	
październik 17	-0,13	20,49	0	10,39	45,19	99,56	975,863	1012,75	0,00013	0,99	39,99	40,03	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,7370	
listopad 17	-2,13	11,62	0	10,75	51,33	99,75	954,978	1005,28	0,00013	0,99	40,00	40,04	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0116	
grudzień 17	-4,99	8,50	0	10,58	66,35	99,77	977,935	1008,01	0,00013	0,99	40,01	40,05	0,0000	0,0000	0,0003	0,0010	0,0000	0,0000	
styczeń 18	-8,21	9,02	0	14,70	71,63	99,54	964,883	1012,65	0,00013	0,99	40,02	40,05	0,0000	0,0000	0,0049	0,0000	0,0000	0,0000	
luty 18	-17,01	5,84	0	10,63	60,89	99,28	964,055	1017,10	0,00013	0,99	40,02	40,06	0,0000	0,0000	0,0000	0,5415	0,0000	0,0000	
				9,03	42,56	98,87	975,124	1012,36	0,00013	0,99	40,03	40,08	0,0000	0,0000	0,0000	0,8505	0,0000	0,0000	

### 3.2. Koszalin

Tabela V.4. Zestawienie równań tendencji liniowych składowej cząstkowej  $r_{s1}(T_{Rw} - 40)_{zecz.} = f(T_a)$

	Równanie tendencji			Czujnik
maj 15	$y = -0,0012 \cdot T_a - 0,017$	$R^2 = 0,75$	$R = 0,866$	A/B
czerwiec 15	$y = -0,0012 \cdot T_a - 0,010$	$R^2 = 0,957$	$R = 0,978$	B
lipiec 15	$y = -0,0013 \cdot T_a - 0,002$	$R^2 = 0,936$	$R = 0,967$	B
sierpień 15	$y = -0,001 \cdot T_a + 0,0003$	$R^2 = 0,948$	$R = 0,974$	B
wrzesień 15	$y = -0,0014 \cdot T_a + 0,008$	$R^2 = 0,925$	$R = 0,962$	B
październik 15				
listopad 15	$y = -0,0014 \cdot T_a + 0,016$	$R^2 = 0,959$	$R = 0,979$	B
grudzień 15	$y = -0,0012 \cdot T_a + 0,019$	$R^2 = 0,97$	$R = 0,985$	B/C
styczeń 16	$y = -0,0012 \cdot T_a + 0,021$	$R^2 = 0,994$	$R = 0,997$	C
luty 16	$y = -0,0012 \cdot T_a + 0,023$	$R^2 = 0,983$	$R = 0,991$	C
marzec 16	$y = -0,0011 \cdot T_a + 0,025$	$R^2 = 0,926$	$R = 0,962$	C/D
styczeń 17	$y = -0,0012 \cdot T_a + 0,051$	$R^2 = 0,995$	$R = 0,998$	F/G
luty 17	$y = -0,0012 \cdot T_a + 0,053$	$R^2 = 0,997$	$R = 0,999$	G/H
marzec 17	$y = -0,0012 \cdot T_a + 0,053$	$R^2 = 0,983$	$R = 0,992$	H
kwiecień 17	$y = -0,0013 \cdot T_a + 0,056$	$R^2 = 0,987$	$R = 0,993$	H
maj 17	$y = -0,0012 \cdot T_a + 0,055$	$R^2 = 0,999$	$R = 1$	H
czerwiec 17	$y = -0,0011 \cdot T_a + 0,055$	$R^2 = 0,965$	$R = 0,982$	H
lipiec 17	$y = -0,0011 \cdot T_a + 0,057$	$R^2 = 0,953$	$R = 0,976$	H
sierpień 17	$y = -0,0012 \cdot T_a + 0,063$	$R^2 = 0,973$	$R = 0,986$	H
wrzesień 17	$y = -0,0014 \cdot T_a + 0,068$	$R^2 = 0,935$	$R = 0,967$	H/I
październik 17	$y = -0,0014 \cdot T_a + 0,070$	$R^2 = 0,97$	$R = 0,985$	I
listopad 17	$y = -0,0013 \cdot T_a + 0,071$	$R^2 = 0,97$	$R = 0,985$	I
grudzień 17	$y = -0,0011 \cdot T_a + 0,072$	$R^2 = 0,984$	$R = 0,992$	I
styczeń 18	$y = -0,0011 \cdot T_a + 0,074$	$R^2 = 0,985$	$R = 0,992$	I
luty 18	$y = -0,0013 \cdot T_a + 0,075$	$R^2 = 0,989$	$R = 0,994$	I

Średni dryf miesięczny w latach 2015-2018:  $+0,00383^\circ\text{C}$

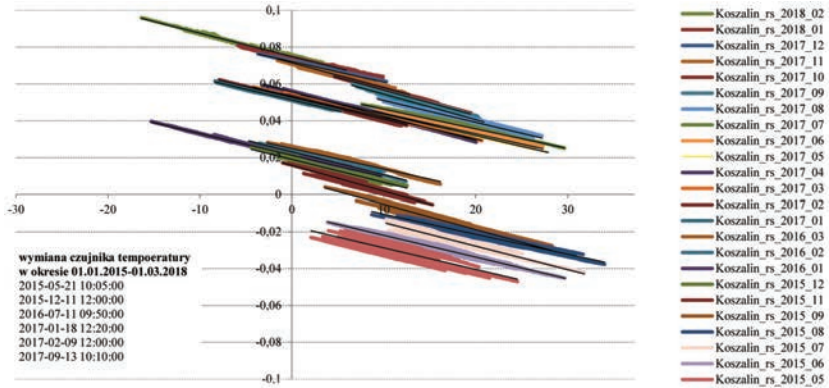
Czujnik B: średni dryf w okresie VI-XI 2015:  $+0,0043^\circ\text{C/miesiąc}$

Czujnik C: średni dryf w okresie XII 2015-III 2016:  $+0,0015^\circ\text{C/miesiąc}$

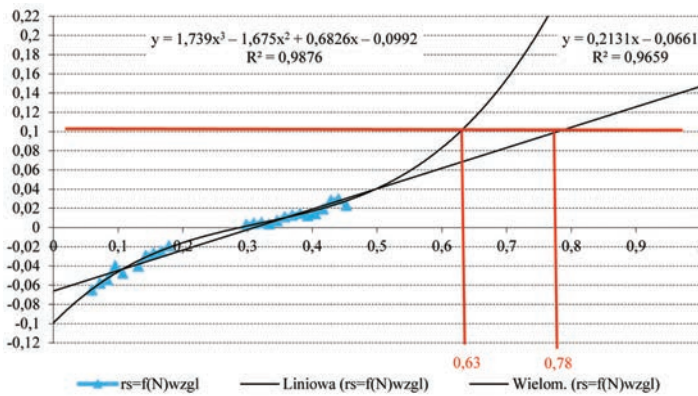
Czujnik H: średni dryf w okresie II-IX 2017:  $+0,002^\circ\text{C/miesiąc}$

Czujnik I: średni dryf w okresie X 2017-II 2018:  $+0,001^\circ\text{C/miesiąc}$

Rozwój nieliniowy



Rys. V.13. Charakterystyki miesięczne  $r_{s,i}(T_{R_w} - 40) = f(T_a)$  w Koszalinie z lat 2015-2018



Rys. V.14. Prognoza czasu życia układu termometrycznego w Koszalinie; prawdopodobny czas życia układu termometrycznego wyniesie od 4 lat 6 miesięcy do 5 lat i 6 miesięcy

Tabela V.5. Koszalin – analiza układu  $r = (T_{Rw} - 40)_{\text{mccz}}$

		Zestawienie wyników REGRESJI $r_s(T_{Rw} - 40)_{\text{mccz}}$											Jakość REGRESJI			
	$N$	$a(T)$	$a(V)$	$a(RH)$	$a(p)$	$a(r)$	$b$	$R^2$	$R$	Max asymetria	Klasa max asymetrii	Błąd stand.	Istotność $F$			
maj 15	4462	-0,0011	0,0000	0,0000	0,0000	0,0003	0,0050	0,7901	0,8889	0,3474	-0,0020	0,0026	0,00E+00			
czerwiec 15	4317	-0,0009	-0,0003	0,0001	0,0000	0,0000	-0,0453	0,7465	0,8640	0,4285	0,0030	0,0026	0,00E+00			
lipiec 15	3260	-0,0011	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0002	-0,0352	0,8431	0,9182	0,3374	0,0010	0,0025	0,00E+00			
sierpień 15	4347	-0,0012	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0001	0,0420	0,8002	0,8945	0,4601	0,0020	0,0025	0,00E+00			
wrzesień 15	4316	-0,0011	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0002	0,0126	0,8181	0,9045	0,3128	0,0020	0,0026	0,00E+00			
październik 15																
listopad 15	4320	-0,0012	0,0000	0,0000	0,0000	0,0002	0,0137	0,8496	0,9217	0,5903	0,0020	0,0024	0,00E+00			
grudzień 15	4465	-0,0012	0,0001	0,0000	0,0000	0,0001	0,0377	0,8256	0,9086	1,0414	0,0010	0,0023	0,00E+00			
styczeń 16	4463	-0,0013	0,0002	0,0000	0,0000	0,0001	0,0199	0,8885	0,9426	0,7282	-0,0010	0,0023	0,00E+00			
luty 16	4176	-0,0011	0,0001	0,0000	0,0000	0,0001	0,0178	0,7063	0,8404	0,4430	-0,0010	0,0024	0,00E+00			
marzec 16	4464	-0,0012	0,0002	0,0000	0,0000	0,0001	0,0193	0,6338	0,7961	0,3920	0,0020	0,0025	0,00E+00			
styczeń 17	3611	-0,0012	0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0621	0,6558	0,8098	0,4846	-0,0010	0,0026	0,00E+00			
luty 17	4032	-0,0013	0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0612	0,8420	0,9176	0,8433	-0,0020	0,0024	0,00E+00			
marzec 17	4464	-0,0012	0,0001	0,0000	0,0000	0,0001	0,0494	0,7378	0,8589	0,3920	0,0020	0,0025	0,00E+00			
kwiecień 17	4320	-0,0013	0,0001	0,0000	0,0000	0,0001	0,0574	0,7426	0,8617	0,5787	0,0020	0,0024	0,00E+00			
maj 17	4464	-0,0012	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0584	0,8622	0,9285	0,4704	0,0020	0,0025	0,00E+00			
czerwiec 17	4320	-0,0012	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,1143	0,6941	0,8331	0,4398	0,0010	0,0025	0,00E+00			
lipiec 17	4464	-0,0010	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0001	0,0145	0,6457	0,8035	0,2912	0,0020	0,0025	0,00E+00			
sierpień 17	4442	-0,0012	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,1601	0,7127	0,8442	0,7542	0,0010	0,0026	0,00E+00			
wrzesień 17	4316	-0,0014	0,0001	0,0000	0,0000	0,0001	0,0479	0,6894	0,8303	0,3128	0,0010	0,0025	0,00E+00			
październik 17	4464	-0,0013	0,0001	0,0000	0,0000	0,0001	0,0543	0,6801	0,8247	0,3024	0,0010	0,0026	0,00E+00			
listopad 17	4320	-0,0012	0,0002	0,0000	0,0000	0,0001	0,0609	0,6702	0,8186	0,2546	0,0010	0,0027	0,00E+00			
grudzień 17	4460	-0,0011	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0753	0,6054	0,7781	0,8408	-0,0020	0,0026	0,00E+00			
styczeń 18	4464	-0,0012	0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	0,0711	0,7181	0,8474	0,3808	0,0030	0,0025	0,00E+00			
luty 18	4032	-0,0013	0,0001	0,0000	0,0000	0,0001	0,1086	0,8097	0,8998	0,5828	0,0010	0,0025	0,00E+00			



Tabela V.6. Koszalin – zestawienie ekstremalnych wartości pomiarów oraz  $p$ -value

		Pomiary min/max												$p$ -value: regresja ( $T_{Rw} - 40$ ) <sub>prec.</sub>					
		T		V		RH		P		$t'$		$T_{Rw}$		$a(T)$	$a(V)$	$a(RH)$	$a(p)$	$a(t')$	$b$
		min	max	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max						
maj 15	2,10	24,53	0	10,34	28,53	95,12	997,694	1025,04	0	0,99	39,95	39,99	0,0000	0,2856	0,0000	0,0002	0,0000	0,5241	
czerwiec 15	3,88	29,72	0	8,83	25,90	97,47	998,376	1026,25	0,0001	0,99	39,95	39,99	0,0000	0,0000	0,0000	0,0005	0,1451	0,0000	
lipiec 15	10,25	31,81	0	11,18	27,41	95,21	995,927	1025,18	0,0002	0,99	39,96	39,99	0,0000	0,0000	0,0391	0,0028	0,0000	0,0001	
sierpień 15	8,71	34,01	0	7,00	22,10	96,95	1002,39	1024,69	0,00014	0,99	39,96	40,00	0,0000	0,0032	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	
wrzesień 15	3,62	28,30	0	10,04	37,94	96,73	995,58	1036,20	0,00	0,99	39,97	40,01	0,0000	0,0191	0,0000	0,0168	0,0000	0,0275	
październik 15																			
listopad 15	-0,99	15,30	0	13,87	59,54	97,08	988,477	1028,18	0,00014	0,99	39,99	40,03	0,0000	0,2962	0,2176	0,7229	0,0000	0,0149	
grudzień 15	-4,43	12,52	0	11,85	34,59	99,26	996,221	1036,22	0,00014	0,99	40,00	40,03	0,0000	0,0000	0,0009	0,0015	0,0000	0,0000	
styczeń 16	-15,29	9,69	0	10,74	33,46	100,00	986,517	1041,40	0,00014	0,99	40,01	40,04	0,0000	0,0000	0,2152	0,8605	0,0000	0,0000	
luty 16	-4,66	12,42	0	10,80	49,15	98,99	972,806	1044,19	0,00014	0,99	40,00	40,03	0,0000	0,0013	0,0000	0,8533	0,0000	0,0000	
marzec 16	-2,67	16,16	0	8,06	33,18	99,05	989,903	1034,53	0,00015	0,99	40,00	40,03	0,0000	0,0000	0,0000	0,8417	0,0000	0,0000	
styczeń 17																			
luty 17	-8,35	5,35	0	10,83	36,38	99,01	980,979	1035,90	0,0002	0,99	40,04	40,07	0,0000	0,0012	0,0516	0,0021	0,0000	0,0000	
marzec 17	-4,16	20,65	0	11,08	25,76	99,80	977,115	1037,08	0	0,00	40,03	40,07	0,0000	0,0015	0,0955	0,0384	0,0003	0,0000	
kwiecień 17	-3,11	20,06	0	12,16	34,33	99,89	997,36	1031,40	0,00012	0,99	40,03	40,06	0,0000	0,0000	0,0117	0,0000	0,7535	0,0000	
maj 17	0,99	27,88	0	11,79	25,38	99,11	1002,88	1026,82	0,00012	0,99	40,02	40,06	0,0000	0,0003	0,0090	0,7441	0,5034	0,0000	
czerwiec 17	8,78	27,32	0	10,72	32,25	98,26	984,983	1019,55	0,00013	0,99	40,02	40,05	0,0000	0,0000	0,7239	0,0000	0,0000	0,0000	
lipiec 17	7,63	29,65	0	11,43	36,01	99,33	994,64	1018,32	0,00013	0,99	40,02	40,05	0,0000	0,0001	0,0000	0,0001	0,0000	0,1494	
sierpień 17	9,35	27,22	0	8,46	35,58	99,26	1001,8	1021,45	0,00013	0,99	40,02	40,06	0,0000	0,8897	0,0141	0,0000	0,0000	0,0000	
wrzesień 17	6,54	20,88	0	8,78	40,15	98,92	988,719	1027,76	0,00013	0,99	40,04	40,07	0,0000	0,0000	0,0009	0,0004	0,0000	0,0000	
październik 17	-0,13	20,49	0	10,75	51,33	99,75	954,978	1005,28	0,00013	0,99	40,00	40,04	0,0000	0,0000	0,0000	0,0264	0,0000	0,0000	
listopad 17	-1,58	12,80	0	8,97	60,36	98,44	992,884	1024,55	0,00013	0,99	40,05	40,08	0,0000	0,0000	0,0013	0,3339	0,0000	0,0000	
grudzień 17	-3,68	10,30	0	12,55	65,47	99,00	979,006	1029,41	0,00013	0,99	40,06	40,08	0,0000	0,4007	0,0082	0,1045	0,0000	0,0000	
styczeń 18	-5,85	9,91	0	10,40	51,21	98,78	978,628	1033,40	0,00	0,99	40,06	40,09	0,0000	0,0000	0,0045	0,9465	0,0000	0,0000	
luty 18	-0,13	20,49	0	10,75	51,33	99,75	954,978	1005,28	0,00013	0,99	40,00	40,04	0,0000	0,0006	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	

### 3.3. Elbląg-Milejewo

Tabela V.7. Zestawienie równań tendencji liniowych składowej cząstkowej  $r_{s1}(T_{Rw} - 40)_{zecz.} = f(T_a)$

	Równanie tendencji			Czujnik
maj 15	$y = -0,0014 \cdot T_a + 0,005506$	$R^2 = 0,976$	$R = 0,988$	A
czerwiec 15	$y = -0,0015 \cdot T_a + 0,01611$	$R^2 = 0,949$	$R = 0,974$	A
lipiec 15	$y = -0,0017 \cdot T_a + 0,024777$	$R^2 = 0,932$	$R = 0,965$	A
sierpień 15	$y = -0,0016 \cdot T_a + 0,029791$	$R^2 = 0,956$	$R = 0,978$	A
wrzesień 15	$y = -0,0016 \cdot T_a + 0,03412$	$R^2 = 0,899$	$R = 0,948$	A
październik 15				
listopad 15	$y = -0,0014 \cdot T_a + 0,039487$	$R^2 = 0,931$	$R = 0,965$	B
grudzień 15	$y = -0,0013 \cdot T_a + 0,043701$	$R^2 = 0,928$	$R = 0,964$	B
styczeń 16	$y = -0,0015 \cdot T_a + 0,045352$	$R^2 = 0,981$	$R = 0,991$	B
luty 16	$y = -0,0011 \cdot T_a + 0,04663$	$R^2 = 0,933$	$R = 0,966$	B
marzec 16	$y = -0,0009 \cdot T_a + 0,048082$	$R^2 = 0,911$	$R = 0,954$	B
styczeń 17	$y = -0,0017 \cdot T_a + 0,0683$	$R^2 = 0,992$	$R = 0,996$	C
luty 17	$y = -0,0015 \cdot T_a + 0,070106$	$R^2 = 0,989$	$R = 0,994$	C
marzec 17	$y = -0,001 \cdot T_a + 0,06715$	$R^2 = 0,94$	$R = 0,969$	C
kwiecień 17	$y = -0,0012 \cdot T_a + 0,071046$	$R^2 = 0,985$	$R = 0,992$	C/D
maj 17	$y = -0,0013 \cdot T_a + 0,072409$	$R^2 = 0,987$	$R = 0,994$	D
czerwiec 17	$y = -0,0015 \cdot T_a + 0,07342$	$R^2 = 0,992$	$R = 0,996$	D
lipiec 17	$y = -0,0014 \cdot T_a + 0,073942$	$R^2 = 0,927$	$R = 0,963$	D/E
sierpień 17	$y = -0,0015 \cdot T_a + 0,078318$	$R^2 = 0,985$	$R = 0,992$	E
wrzesień 17	$y = -0,0017 \cdot T_a + 0,082685$	$R^2 = 0,884$	$R = 0,94$	E
październik 17	$y = -0,0014 \cdot T_a + 0,082145$	$R^2 = 0,984$	$R = 0,992$	E
listopad 17	$y = -0,0011 \cdot T_a + 0,082392$	$R^2 = 0,924$	$R = 0,961$	E
grudzień 17	$y = -0,0011 \cdot T_a + 0,084865$	$R^2 = 0,968$	$R = 0,984$	E
styczeń 18	$y = -0,0015 \cdot T_a + 0,086574$	$R^2 = 0,961$	$R = 0,98$	E
luty 18	$y = -0,0018 \cdot T_a + 0,085458$	$R^2 = 0,991$	$R = 0,996$	E

Średni dryf miesięczny w latach 2015-2018:  $+0,00235^\circ\text{C}$

Czujnik A: średni dryf w okresie V-IX 2015:  $+0,0057^\circ\text{C/miesiąc}$

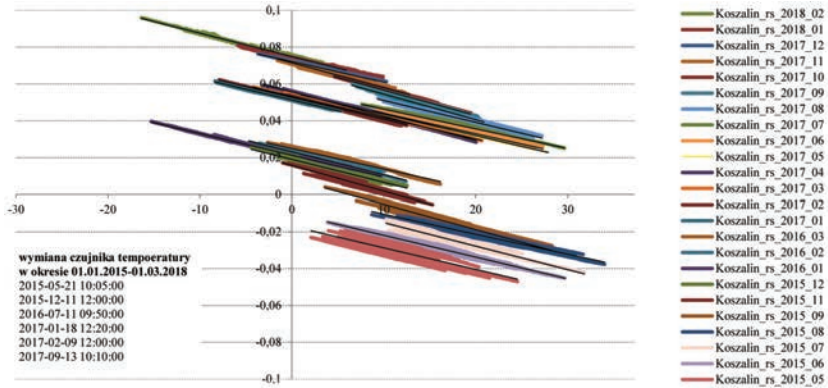
Czujnik B: średni dryf w okresie XI 2015-III 2016:  $+0,0017^\circ\text{C/miesiąc}$

Czujnik C: średni dryf w okresie I-IV 2017:  $+0,00069^\circ\text{C/miesiąc}$

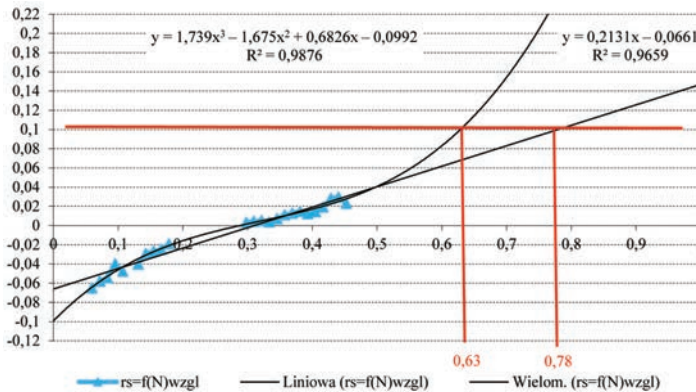
Czujnik D: średni dryf w okresie V-VII 2017:  $+0,0005^\circ\text{C/miesiąc}$

Czujnik E: średni dryf w okresie VIII 2017-II 2018:  $+0,001^\circ\text{C/miesiąc}$

Rozwój nieliniowy



Rys. V.15. Charakterystyki miesięczne  $r_{s1}(T_{Rw} - 40) = f(T_a)$  w Elblągu-Milejewie z lat 2015-2018



Rys. V.16. Prognoza czasu życia układu termometrycznego w Elblągu-Milejewie; prawdopodobny czas życia układu termometrycznego wyniesie od 4 lat i 6 miesięcy do 5 lat i 6 miesięcy

Współczynnik regresji  $a_T$ , w równaniach regresji wielokrotnej określających charakterystyki układu termometrycznego we współpracy z różnymi czujnikami termometrycznymi, wskazują znaczące, wyraźne, nawrotne zależności od pory roku (dodatnie lub ujemne), a więc i od temperatury.

Tabela V.8. Elbląg – analiza układu  $r = (T_{Rw} - 40)_{\text{reż.}}$ 

		Zestawienie wyników REGRESJI $r = (T_{Rw} - 40)_{\text{reż.}}$											Jakość REGRESJI			
		$N$	$a(T)$	$a(V)$	$a(RH)$	$a(p)$	$a(t')$	$b$	$R^2$	$R$	Max asymetria	Klasa max asymetrii	Błąd stand.	Istotność $F$		
maj 15		3227	-0,0013	0,0003	0,0000	0,0001	0,0000	-0,1324	0,7728	0,8791	0,4183	0,0020	0,0028	0,00E+00		
czerwiec 15		4114	-0,0015	0,0002	0,0000	0,0001	0,0002	-0,0583	0,8790	0,9375	0,8751	-0,0010	0,0021	0,00E+00		
lipiec 15		4464	-0,0015	0,0002	0,0000	0,0001	0,0002	-0,0726	0,9150	0,9565	0,8513	-0,0010	0,0022	0,00E+00		
sierpień 15		4464	-0,0017	0,0001	-0,0001	0,0000	0,0001	0,0461	0,9111	0,9545	1,0977	-0,0010	0,0023	0,00E+00		
wrzesień 15		4320	-0,0015	0,0000	0,0000	0,0000	0,0002	0,0228	0,8969	0,9471	0,6366	0,0020	0,0021	0,00E+00		
październik 15																
listopad 15		4320	-0,0012	0,0002	0,0000	0,0000	0,0002	-0,0070	0,8604	0,9276	0,5208	-0,0010	0,0022	0,00E+00		
grudzień 15		4463	-0,0012	0,0001	0,0000	0,0000	0,0001	0,0435	0,8379	0,9154	0,4369	-0,0040	0,0023	0,00E+00		
styczeń 16		4463	-0,0017	0,0006	0,0000	0,0000	0,0000	0,0444	0,9183	0,9583	0,2129	-0,0030	0,0027	0,00E+00		
luty 16		4175	-0,0011	0,0002	0,0000	0,0000	0,0001	0,0490	0,6048	0,7777	0,7425	-0,0010	0,0023	0,00E+00		
marzec 16		4464	-0,0011	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0628	0,5683	0,7539	0,6160	-0,0010	0,0022	0,00E+00		
styczeń 17		4464	-0,0017	0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	0,0666	0,8665	0,9309	0,7168	0,0010	0,0025	0,00E+00		
luty 17		4032	-0,0016	0,0003	0,0000	0,0000	0,0001	0,0706	0,8940	0,9455	0,7688	-0,0010	0,0026	0,00E+00		
marzec 17		4464	-0,0011	0,0005	0,0000	0,0000	0,0000	0,0442	0,6961	0,8343	0,6608	0,0010	0,0023	0,00E+00		
kwiecień 17		4239	-0,0012	0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	0,0550	0,7808	0,8837	0,6605	0,0010	0,0022	0,00E+00		
maj 17		4168	-0,0013	0,0001	0,0000	0,0001	-0,0001	-0,0065	0,9101	0,9540	0,4319	-0,0020	0,0023	0,00E+00		
czerwiec 17		4280	-0,0015	0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	0,0877	0,8438	0,9186	0,7477	-0,0010	0,0022	0,00E+00		
lipiec 17		4412	-0,0016	0,0005	0,0000	0,0001	0,0002	-0,0220	0,8232	0,9073	0,5440	-0,0010	0,0022	0,00E+00		
sierpień 17		4354	-0,0015	0,0002	0,0000	0,0000	0,0001	0,0310	0,8646	0,9299	0,3445	0,0050	0,0022	0,00E+00		
wrzesień 17		4161	-0,0016	0,0004	0,0000	0,0000	0,0001	0,0418	0,7856	0,8863	0,6369	-0,0010	0,0022	0,00E+00		
październik 17		3777	-0,0013	0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	0,0683	0,8215	0,9064	0,8075	0,0010	0,0021	0,00E+00		
listopad 17		3620	-0,0009	0,0002	0,0000	0,0000	0,0001	0,0396	0,7101	0,8427	0,5110	0,0010	0,0021	0,00E+00		
grudzień 17		4365	-0,0012	0,0002	0,0000	0,0000	0,0001	0,0792	0,6811	0,8253	1,0767	-0,0010	0,0023	0,00E+00		
styczeń 18		4460	-0,0015	0,0006	0,0000	0,0000	0,0000	0,0666	0,8407	0,9169	0,5269	-0,0020	0,0026	0,00E+00		
luty 18		4032	-0,0018	0,0004	0,0000	-0,0001	0,0001	0,1535	0,9248	0,9617	0,3844	-0,0030	0,0025	0,00E+00		

Tabela V.9. Elbląg-Milejewo – zestawienie ekstremalnych wartości pomiarów oraz p-value

	Pomiary min/max														p-value: regresja ( $T_{Rw} - 40$ ) <sub>prze.</sub>			
	T		V		RH		p		t'		T <sub>Rw</sub>		a(T)	a(V)	a(RH)	a(p)	a(t')	b
	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max						
kwiecień 15																		
maj 15	1,68	22,14	0,131	9,47	35,84	98,53	981,634	1005,53	9,3E-05	0,99	39,97	40,01	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,3050	0,0000
czerwiec 15	5,91	26,85	0,236	9,59	26,47	98,44	980,433	1006,86	0,0001	0,99	39,97	40,01	0,0000	0,0000	0,4262	0,0000	0,0000	0,0000
lipiec 15	9,47	31,40	0,459	10,04	32,74	98,55	978,371	1008,39	9,3E-05	0,99	39,97	40,02	0,0000	0,0000	0,2768	0,0000	0,0000	0,0000
sierpień 15	8,30	33,69	0,241	8,89	28,48	99,19	986,901	1007,00	9,3E-05	0,99	39,97	40,02	0,0000	0,0632	0,0000	0,2250	0,0000	0,0000
wrzesień 15	7,24	30,50	0,104	10,55	44,90	99,30	979,454	1015,80	9,3E-05	0,99	39,98	40,03	0,0000	0,4723	0,3674	0,2454	0,0000	0,0000
październik 15																		
listopad 15	-3,34	12,82	0,289	13,79	67,78	98,74	970,365	1011,30	9,3E-05	0,99	40,02	40,05	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,1931
grudzień 15	-7,11	10,80	0,24	14,75	47,07	98,71	977,795	42358	9,3E-05	0,99	40,03	40,06	0,0000	0,0000	0,0000	0,5881	0,0000	0,0000
styczeń 16	-16,80	6,89	0,168	11,55	55,20	98,47	967,095	1010,55	5,8E-05	0,99	40,03	40,08	0,0000	0,0000	0,7368	0,5641	0,0822	0,0000
luty 16	-4,00	8,34	0,225	13,88	54,26	98,09	963,527	1015,65	9,3E-05	0,99	40,03	40,06	0,0000	0,0000	0,0000	0,8868	0,0000	0,0000
marzec 16	-2,48	13,17	0,146	10,82	44,14	97,91	973,152	1013,03	0,0001	0,99	40,03	40,06	0,0000	0,5618	0,0003	0,0000	0,0000	0,0000
styczeń 17																		
luty 17	-15,15	2,35	0,228	12,58	54,82	100,12	958,438	1014,85	0,00014	0,99	40,06	40,10	0,0000	0,0000	0,0000	0,5652	0,0232	0,0000
marzec 17	-2,20	17,74	0,203	10,84	31,22	100,04	965,845	1006,17	0,00015	0,99	40,04	40,08	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0005	0,0000
kwiecień 17	-2,63	19,70	0,18	11,14	33,91	100,16	976,29	1009,93	0,00015	0,99	40,04	40,08	0,0000	0,0000	0,2291	0,0046	0,0000	0,0000
maj 17	-1,58	24,47	0,335	9,48	32,75	98,22	984,188	1007,61	0,00015	0,99	40,04	40,08	0,0000	0,0000	0,2057	0,0000	0,0000	0,3481
czerwiec 17	4,49	26,72	0,239	11,41	33,54	98,98	967,146	999,31	0,00015	0,99	40,03	40,07	0,0000	0,0000	0,0269	0,0445	0,0000	0,0266
lipiec 17	8,67	27,64	0,269	8,91	45,70	99,90	975,726	998,94	0,00015	0,99	40,03	40,07	0,0000	0,0000	0,7046	0,0000	0,0000	0,0044
sierpień 17	9,80	29,49	0,319	17,51	40,83	99,78	985,136	1004,09	0,00015	0,99	40,03	40,07	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
wrzesień 17	4,53	19,21	0,038	10,39	53,65	99,95	972,65	1012,35	0,00015	0,99	40,05	40,08	0,0000	0,0000	0,0502	0,0000	0,0000	0,0000
październik 17	0,92	17,98	0,373	12,32	50,40	99,94	949,786	1003,59	0,00013	0,99	40,06	40,08	0,0000	0,0000	0,0003	0,0074	0,0000	0,0000
listopad 17	-2,55	10,64	0,488	12,07	72,87	99,93	974,13	1005,23	0,00014	0,99	40,07	40,09	0,0000	0,0000	0,0003	0,0000	0,0000	0,0000
grudzień 17	-7,46	8,24	0,654	14,39	69,24	99,92	964,683	1008,65	0,00013	0,99	40,07	40,11	0,0000	0,0000	0,0023	0,1093	0,0000	0,0000
styczeń 18	-11,78	8,08	0,179	10,82	59,96	99,90	963,537	1015,61	0,00015	0,99	40,07	40,11	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,5613	0,0000
luty 18	-18,79	4,24	0,345	9,95	37,86	98,51	972,256	1008,89	0,00015	0,99	40,08	40,12	0,0000	0,0000	0,4176	0,0000	0,0000	0,0000

### 3.4. Ustka

Tabela V.10. Zestawienie równań tendencji liniowych składowej cząstkowej  $r_{s1}(T_{Rw} - 40)_{rzecz} = f(T_a)$

	Równanie tendencji			Czujnik
styczeń 17	$y = -0,0001 \cdot T_a - 0,0817$	$R^2 = 0,509$	$R = 0,713$	A/B
luty 17	$y = -0,0001 \cdot T_a - 0,0807$	$R^2 = 0,857$	$R = 0,926$	B
marzec 17	$y = -0,0001 \cdot T_a - 0,08$	$R^2 = 0,522$	$R = 0,722$	B
kwiecień 17	$y = -0,0002 \cdot T_a - 0,0788$	$R^2 = 0,439$	$R = 0,663$	B
maj 17	$y = -0,0002 \cdot T_a - 0,0786$	$R^2 = 0,787$	$R = 0,887$	B
czerwiec 17	$y = -0,0002 \cdot T_a - 0,0784$	$R^2 = 0,838$	$R = 0,915$	B
lipiec 17	$y = -0,0002 \cdot T_a - 0,0785$	$R^2 = 0,58$	$R = 0,761$	B/C
sierpień 17	$y = -0,0002 \cdot T_a - 0,0772$	$R^2 = 0,9$	$R = 0,949$	C
wrzesień 17	$y = -0,0003 \cdot T_a - 0,0756$	$R^2 = 0,837$	$R = 0,915$	C
październik 17	$y = -0,0002 \cdot T_a - 0,0759$	$R^2 = 0,62$	$R = 0,787$	C
listopad 17	$y = -0,0001 \cdot T_a - 0,0766$	$R^2 = 0,899$	$R = 0,948$	C
grudzień 17	$y = -0,0001 \cdot T_a - 0,0763$	$R^2 = 0,665$	$R = 0,815$	C
styczeń 18	$y = -0,0001 \cdot T_a - 0,076$	$R^2 = 0,937$	$R = 0,968$	C
luty 18	$y = -0,0001 \cdot T_a - 0,0755$	$R^2 = 0,578$	$R = 0,76$	C

Średni dryf miesięczny od I 2017 do II 2018:  $+0,0004^\circ\text{C}$

Czujnik B: średni dryf w okresie II-VII 2017:  $+0,0004^\circ\text{C/miesiąc}$

Czujnik C: średni dryf w okresie VIII 2017-II 2018:  $+0,0002^\circ\text{C/miesiąc}$

#### KOMENTARZ do rys. V.17

Na wykresie charakterystyk układu pomiarowego, przedstawionych w powiększonej skali, charakterystyki z wszystkich miesięcy wykazują pomijalnie małą zależność od temperatury.

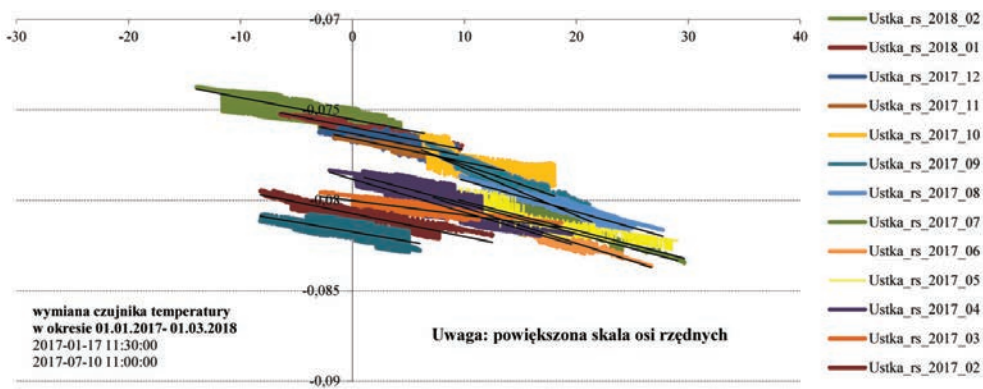
Widocznymi formami zmienności równań tendencji są:

- nieznaczna wartości wyrazu wolnego  $b$  (dryfu) charakterystyki w funkcji czasu;
- pomijalnie mała mikrozmiennosc współczynnika regresji  $\alpha$ , zróżnicowana sezonowymi warunkami wymiany ciepła poprzez ściany obudowy w chłodnych i ciepłych miesiącach, co wskazuje na nieznaczne przesunięcie punktu pracy układu kompensacji temperatury w zasilaczu w miesiącach ciepłych.

Powyższe zmiany nie wynikają z wymiany czujników termometrycznych.

#### UWAGA

Dla stacji z jednorocznym zbiorem obliczenie czasu życia urządzenia jest niepewne z uwagi na zbyt krótki zbiór danych.



Rys. V.17. Charakterystyki miesięczne  $r_{s1}(T_{Rw} - 40) = f(T_a)$  w Ustce z lat 2017-2018

Tabela V.11. Ustka – analiza układu  $r = (T_{Rw} - 40)_{\text{rzecz}}$

	Zestawienie wyników REGRESJI $r_i(T_{Rw} - 40)_{\text{rzecz}}$											Jakość REGRESJI			
	$N$	$a(T)$	$a(V)$	$a(RH)$	$a(p)$	$a(t)$	$b$	$R^2$	$R$	Max asymetria	Klasa max asymetrii	Błąd stand.	Istotność $F$		
styczeń 17	4464	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0747	0,0373	0,1932	0,4592	-0,0010	0,0022	8,80E-35		
luty 17	4032	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0912	0,0745	0,2730	0,2356	-0,0010	0,0022	2,67E-65		
marzec 17	3885	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0954	0,0153	0,1238	0,4118	0,0010	0,0024	1,23E-11		
kwiecień 17	4096	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	-0,1073	0,0790	0,2810	0,6104	0,0010	0,0023	1,40E-70		
maj 17	4464	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0001	-0,0562	0,1680	0,4098	0,5376	0,0010	0,0022	5,54E-175		
czerwiec 17	4319	-0,0003	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0519	0,0673	0,2594	0,7178	-0,0010	0,0021	7,43E-63		
lipiec 17	4462	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000	-0,1431	0,0603	0,2456	0,8628	0,0010	0,0022	7,60E-58		
sierpień 17	4461	-0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0535	0,0537	0,2317	0,8182	-0,0010	0,0023	4,25E-51		
wrzesień 17	4320	-0,0003	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0806	0,1109	0,3330	0,3356	-0,0030	0,0021	2,37E-107		
październik 17	4458	-0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0874	0,0881	0,2968	1,1104	0,0010	0,0020	1,55E-86		
listopad 17	4318	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0879	0,0278	0,1668	0,3474	0,0010	0,0022	1,36E-24		
grudzień 17	4464	-0,0001	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0696	0,0296	0,1719	0,5264	0,0020	0,0024	3,72E-27		
styczeń 18	4462	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0701	0,0358	0,1893	0,8068	0,0010	0,0023	2,78E-33		
luty 18	4032	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	-0,0645	0,0673	0,2595	0,6200	-0,0030	0,0023	1,43E-58		



Tabela V.12. Ustka – zestawienie ekstremalnych wartości pomiarów oraz  $p$ -value

	Pomiary min/max																		$p$ -value: regresja ( $T_{Rw} - 40$ ) <sub>perc.</sub>					
	$T$		$V$		$RH$		$p$		$t'$		$T_{Rw}$		$a(T)$	$a(V)$	$a(RH)$	$a(p)$	$a(t')$	$b$						
	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max												
styczeń 17	-8,24	6,02	0,527	21,27	35,94	99,18	981,593	1039,35	0,00014	0,99	39,91	39,93	0,0000	0,9191	0,0831	0,0135	0,0000	0,0000	0,0000					
luty 17	-8,22	12,50	0	19,39	30,61	99,04	979,616	1040,82	0,00017	0,99	39,91	39,93	0,0000	0,0061	0,2092	0,0056	0,0000	0,0000	0,0000					
marzec 17	-2,85	18,69	0	14,72	32,11	98,55	986,974	1030,05	0,00017	0,99	39,91	39,93	0,0000	0,0851	0,9706	0,0004	0,5179	0,0000	0,0000					
kwiecień 17	-2,04	19,57	0	16,02	40,24	98,85	999,509	1034,86	0,00013	0,99	39,91	39,93	0,0000	0,2899	0,5859	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000					
maj 17	1,03	29,05	0	14,83	25,04	97,48	1005,84	1030,31	0,00013	0,99	39,91	39,93	0,0000	0,9672	0,0005	0,0004	0,0000	0,0000	0,0000					
czerwiec 17	7,17	26,70	0	13,53	25,96	96,45	988,07	1021,98	0,00013	0,99	39,91	39,93	0,0000	0,0018	0,0000	0,0000	0,0310	0,0000	0,0000					
lipiec 17	9,47	29,64	0	13,59	43,08	97,50	998,263	1021,25	0,00013	0,99	39,91	39,93	0,0000	0,0017	0,0029	0,0000	0,0392	0,0000	0,0000					
sierpień 17	9,65	27,73	0	12,53	34,34	98,18	1004,3	1025,15	0,00013	0,99	39,91	39,93	0,0000	0,3947	0,0001	0,0280	0,0082	0,0000	0,0000					
wrzesień 17	6,67	21,37	0	13,40	37,45	97,27	990,705	1032,58	0,00013	0,99	39,91	39,93	0,0000	0,0043	0,0000	0,0737	0,6247	0,0000	0,0000					
październik 17	6,17	18,06	0	21,21	44,01	97,85	973,147	1024,37	0,00013	0,99	39,91	39,93	0,0000	0,2937	0,0000	0,0007	0,1400	0,0000	0,0000					
listopad 17	-1,67	13,57	0	16,94	63,51	97,71	994,572	1028,03	0,00013	0,99	39,92	39,93	0,0000	0,1748	0,7516	0,0358	0,0016	0,0000	0,0000					
grudzień 17	-2,96	9,45	0	14,88	64,43	98,52	983,425	1032,80	0,00013	0,99	39,92	39,93	0,0000	0,0004	0,0000	0,2679	0,0540	0,6899	0,0000					
styczeń 18	-6,47	9,79	0	14,57	53,39	97,49	982,058	1037,90	0,00	0,99	39,92	39,93	0,0000	0,0164	0,0034	0,1315	0,2162	0,0000	0,0000					
luty 18	-13,91	6,40	0	18,25	40,06	95,85	992,859	1033,48	0,00013	0,99	39,92	39,93	0,0000	0,9514	0,5130	0,0546	0,0000	0,0000	0,0000					

### 3.5. Toruń

Tabela V.13. Zestawienie równań tendencji liniowych składowej cząstkowej  $r_{s1}(T_{Rw} - 40)_{rzecz} = f(T_a)$

	Równanie tendencji			Czujnik
		$R^2$	$R$	
styczeń 17	$y = 0,0005 \cdot T_a - 0,0668$	$R^2 = 0,957$	$R = 0,978$	A
luty 17	$y = 0,0005 \cdot T_a - 0,0065887$	$R^2 = 0,992$	$R = 0,996$	A
marzec 17	$y = 0,0006 \cdot T_a - 0,06476$	$R^2 = 0,948$	$R = 0,974$	A
kwiecień 17	$y = 0,0005 \cdot T_a - 0,063123$	$R^2 = 0,966$	$R = 0,983$	A/B
maj 17	$y = 0,0006 \cdot T_a - 0,063771$	$R^2 = 0,99$	$R = 0,995$	B/C
czerwiec 17	$y = 0,0006 \cdot T_a - 0,063786$	$R^2 = 0,968$	$R = 0,984$	C
lipiec 17	$y = 0,0007 \cdot T_a - 0,06384$	$R^2 = 0,967$	$R = 0,983$	C
sierpień 17	$y = 0,0006 \cdot T_a - 0,062402$	$R^2 = 0,98$	$R = 0,99$	C
wrzesień 17	$y = 0,0006 \cdot T_a - 0,061563$	$R^2 = 0,969$	$R = 0,985$	C
październik 17	$y = 0,0005 \cdot T_a - 0,060576$	$R^2 = 0,99$	$R = 0,995$	C
listopad 17	$y = 0,0005 \cdot T_a - 0,05989$	$R^2 = 0,984$	$R = 0,992$	C
grudzień 17	$y = 0,0004 \cdot T_a - 0,059402$	$R^2 = 0,957$	$R = 0,978$	C
styczeń 18	$y = 0,0005 \cdot T_a - 0,059401$	$R^2 = 0,994$	$R = 0,997$	C
luty 18	$y = 0,0005 \cdot T_a - 0,058698$	$R^2 = 0,976$	$R = 0,988$	C

Średni dryf miesięczny od I 2017 do II 2018:  $+0,0006^\circ\text{C}$

Czujnik A: średni dryf w okresie I-IV 2017:  $+0,0009^\circ\text{C/miesiąc}$

Czujnik C: średni dryf w okresie VI 2017-II 2018:  $+0,0005^\circ\text{C/miesiąc}$

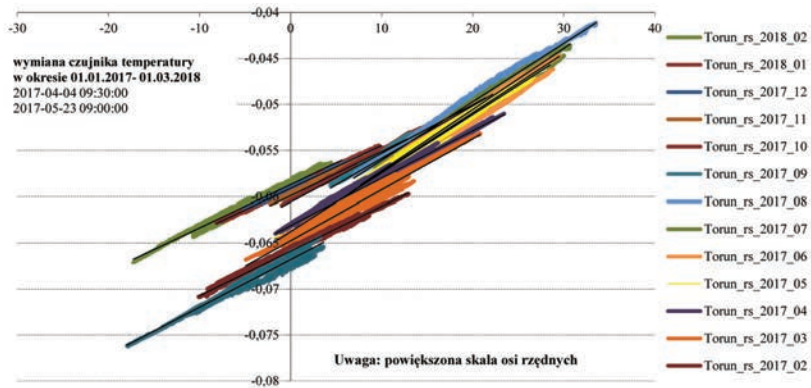
Współczynnik regresji  $a_T$  w równaniu regresji wielokrotnej, określającym charakterystykę układu termometrycznego wykazuje wyraźną, nawrotną zależność od pory roku, a więc i od temperatury

#### KOMENTARZ do rys. V.18

Na wykresie charakterystyk układu pomiarowego, przedstawionych w powiększonej skali, charakterystyki z wszystkich miesięcy wykazują zależność od temperatury. Widocznymi formami zmienności równań tendencji są:

- Nieznaczące wartości wyrazu wolnego  $b$  (dryfu) charakterystyki w funkcji czasu.
- Nieznacząca mikrozmienność współczynnika regresji  $a$  niezróżnicowana sezonowymi warunkami wymiany ciepła poprzez ściany obudowy w chłodnych i ciepłych miesiącach, co wskazuje na jednakowo wadliwą pracę układu kompensacji temperatury w zasilaczu, we wszystkich miesiącach. Przyczyną jest przesunięcie punktu pracy układu kompensacyjnego.

Powyższe zmiany nie wynikają z wymiany czujników termometrycznych.



Rys. V.18. Charakterystyki miesięczne  $r_{s1}(T_{Rw} - 40) = f(T_a)$  w Toruniu z lat 2017-2018

Tabela V.14. Toruń – analiza układu  $r = (T_{Rw} - 40)_{TRECZ}$ .

	Zestawienie wyników REGRESJI $r_s(T_{Rw} - 40)_{TRECZ}$ .											Jakość REGRESJI			
	$N$	$a(T)$	$a(V)$	$a(RH)$	$a(p)$	$a(t)$	$b$	$R^2$	$R$	Max asymetria	Klasa max asymetrii	Błąd stand.	Istotność $F$		
styczeń 17	4464	0,0005	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0766	0,4546	0,6742	0,3808	0,0020	0,0023	0,00E+00		
luty 17	4032	0,0005	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0780	0,5588	0,7476	0,4216	-0,0010	0,0022	0,00E+00		
marzec 17	4464	0,0005	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0001	-0,0676	0,5275	0,7263	0,2016	-0,0020	0,0022	0,00E+00		
kwiecień 17	4320	0,0005	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0756	0,5122	0,7157	0,2546	-0,0010	0,0022	0,00E+00		
maj 17	4459	0,0005	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	-0,0766	0,7560	0,8695	0,5943	0,0010	0,0023	0,00E+00		
czerwiec 17	4320	0,0006	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	-0,1037	0,6050	0,7778	1,2153	0,0010	0,0023	0,00E+00		
lipiec 17	4464	0,0006	-0,0003	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0997	0,6041	0,7772	0,5712	0,0020	0,0023	0,00E+00		
sierpień 17	4464	0,0006	-0,0003	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0883	0,6527	0,8079	0,1792	-0,0010	0,0023	0,00E+00		
wrzesień 17	4320	0,0006	-0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0702	0,3877	0,6226	0,6944	0,0020	0,0022	0,00E+00		
październik 17	4438	0,0005	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0527	0,4077	0,6386	0,7436	0,0010	0,0022	0,00E+00		
listopad 17	4320	0,0005	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0799	0,2825	0,5316	0,5208	0,0010	0,0023	9,94E-308		
grudzień 17	4460	0,0004	-0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0646	0,2431	0,4930	0,6839	0,0020	0,0023	4,36E-266		
styczeń 18	4464	0,0005	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0622	0,3895	0,6241	0,5600	0,0010	0,0023	0,00E+00		
luty 18	4032	0,0005	0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0786	0,5074	0,7123	0,5952	0,0010	0,0022	0,00E+00		

Tabela V.15. Toruń – zestawienie ekstremalnych wartości pomiarów oraz  $p$ -value

		Pomiary min/max												$p$ -value: regresja ( $T_{Rw} - 40$ ) <sub>reż</sub>					
		T		V		RH		p		t'		T <sub>Rw</sub>		a(T)	a(V)	a(RH)	a(p)	a(t')	b
		min	max	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max
styczeń 17	-17,98	3,63	0	6,85	40,71	99,51	977,312	1032,62	0,00014	0,99	39,92	39,94	0,0000	0,0001	0,0247	0,0078	0,0000	0,0000	0,0000
luty 17	-10,11	12,96	0	6,38	37,67	99,06	976,462	1032,19	0,00013	0,99	39,92	39,95	0,0000	0,0003	0,4831	0,0093	0,0142	0,0000	0,0000
marzec 17	-4,92	20,82	0	6,62	29,22	98,43	980,418	1021,45	0,00013	0,99	39,93	39,95	0,0000	0,0003	0,0000	0,4211	0,0000	0,0000	0,0000
kwiecień 17	-1,66	23,46	0	6,62	30,61	98,61	992,205	1025,00	0,00013	0,99	39,93	39,96	0,0000	0,9277	0,0000	0,0214	0,0000	0,0000	0,0000
maj 17	-1,86	28,52	0	8,45	24,72	98,66	999,077	1021,89	0,00013	0,99	39,93	39,96	0,0000	0,2836	0,0000	0,0266	0,0000	0,0000	0,0000
czerwiec 17	6,51	29,51	0	6,80	22,87	97,96	981,996	1014,41	0,00013	0,99	39,94	39,96	0,0000	0,0037	0,0000	0,0000	0,0000	0,0275	0,0000
lipiec 17	7,69	30,70	0	6,58	31,35	98,03	990,017	1014,25	0,00013	0,99	39,94	39,96	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000
sierpień 17	6,93	33,56	0	7,80	32,64	98,43	1000,03	1017,71	0,00013	0,99	39,94	39,96	0,0000	0,0000	0,0000	0,0109	0,0000	0,0000	0,0000
wrzesień 17	4,38	22,19	0	6,79	42,78	98,39	989,536	1024,69	0,00013	0,99	39,94	39,96	0,0000	0,0000	0,0000	0,0389	0,5909	0,0000	0,0000
październik 17	-1,00	21,46	0	8,04	42,96	99,08	966,579	1017,43	0,00013	0,99	39,93	39,96	0,0000	0,0056	0,0000	0,1987	0,8949	0,0000	0,0000
listopad 17	-2,25	12,76	0	5,11	65,28	98,96	991,706	1019,09	0,00013	0,99	39,93	39,95	0,0000	0,1430	0,9856	0,0001	0,5923	0,0000	0,0000
grudzień 17	-5,15	10,04	0	6,64	60,56	98,51	978,802	1024,75	0,00013	0,99	39,93	39,95	0,0000	0,0000	0,0000	0,0177	0,0000	0,0000	0,0000
styczeń 18	-8,17	9,96	0	6,86	60,79	98,60	975,908	1029,31	0,00013	0,99	39,93	39,95	0,0000	0,0703	0,8120	0,3662	0,0069	0,0000	0,0000
luty 18	-17,26	5,63	0	5,84	44,47	97,26	988,859	1024,19	0,00013	0,99	39,93	39,95	0,0000	0,1296	0,5701	0,0068	0,0000	0,0000	0,0000

### 3.6. Resko

Tabela V.16. Zestawienie równań tendencji liniowych składowej cząstkowej  $r_{s1}(T_{Rw} - 40)_{rzecz} = f(T_a)$

Równanie tendencji				Czujnik
styczeń 17	$y = 0,0006 \cdot T_a - 0,039434$	$R^2 = 0,966$	$R = 0,983$	A/B
luty 17	$y = 0,0006 \cdot T_a - 0,047625$	$R^2 = 0,903$	$R = 0,95$	B
marzec 17	$y = 0,0009 \cdot T_a - 0,047811$	$R^2 = 0,886$	$R = 0,941$	B
kwiecień 17	$y = 0,0009 \cdot T_a - 0,048194$	$R^2 = 0,884$	$R = 0,94$	B
maj 17	$y = 0,0007 \cdot T_a - 0,045989$	$R^2 = 0,946$	$R = 0,972$	B
czerwiec 17	$y = 0,0006 \cdot T_a - 0,044609$	$R^2 = 0,991$	$R = 0,995$	B
lipiec 17	$y = 0,0006 \cdot T_a - 0,043798$	$R^2 = 0,996$	$R = 0,998$	B/C
sierpień 17	$y = 0,0006 \cdot T_a - 0,042921$	$R^2 = 0,982$	$R = 0,991$	C
wrzesień 17	$y = 0,001 \cdot T_a - 0,04702$	$R^2 = 0,919$	$R = 0,959$	C
październik 17	$y = 0,0006 \cdot T_a - 0,040859$	$R^2 = 0,907$	$R = 0,953$	C
listopad 17	$y = 0,0006 \cdot T_a - 0,039434$	$R^2 = 0,966$	$R = 0,983$	C
grudzień 17	$y = 0,0005 \cdot T_a - 0,038742$	$R^2 = 0,937$	$R = 0,968$	C
styczeń 18	$y = -0,0001 \cdot T_a - 0,07596$	$R^2 = 0,937$	$R = 0,968$	C
luty 18	$y = 0,0006 \cdot T_a - 0,037188$	$R^2 = 0,893$	$R = 0,945$	C

Średni dryf miesięczny od I 2017 do II 2018:  $+0,0002^\circ\text{C}$

Czujnik A: średni dryf w okresie I-VI 2017:  $+0,0006^\circ\text{C/miesiąc}$

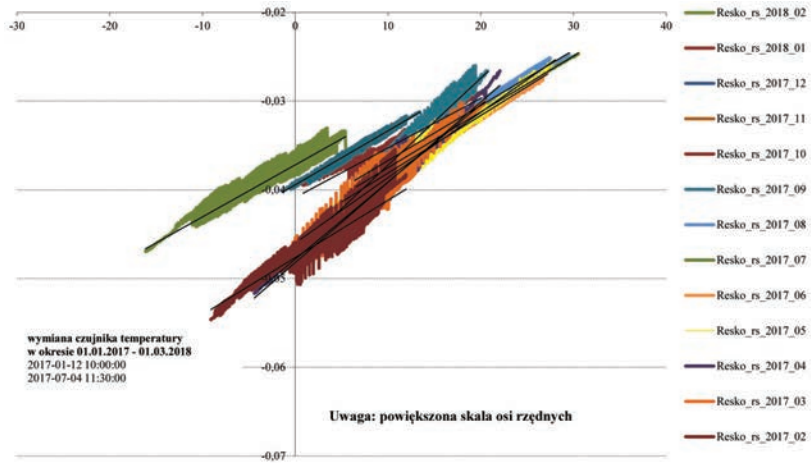
Czujnik C: średni dryf w okresie VII 2017-II 2018:  $+0,0008^\circ\text{C/miesiąc}$

#### KOMENTARZ do rys. V.19

Na wykresie charakterystyk układu pomiarowego, przedstawionych w powiększonej skali, charakterystyki z wszystkich miesięcy wykazują zależność od temperatury. Widocznymi formami zmienności równań tendencji są:

- nieznaczna wartości wyrazu wolnego  $b$  (dryfu) charakterystyki w funkcji czasu;
- nieznaczna mikrozmienność współczynnika regresji  $\alpha$  – niezróżnicowana sezonowymi warunkami wymiany ciepła poprzez ściany obudowy w chłodnych i ciepłych miesiącach, co wskazuje na jednakowo wadliwą pracę układu kompensacji temperatury w zasilaczu we wszystkich miesiącach.

Powyższe zmiany nie wynikają z wymiany czujników termometrycznych



Rys. V.19. Charakterystyki miesięczne  $r_{s1}(T_{Rw} - 40) = f(T_a)$  w Resku z lat 2017-2018

Tabela V.17. Resko – analiza układu  $r = (T_{Rw} - 40)_{\text{prez.}}$

		Zestawienie wyników REGRESJI $r(T_{Rw} - 40)_{\text{prez.}}$										Jakość REGRESJI			
$N$	$a(T)$	$a(V)$	$a(RH)$	$a(p)$	$a(t')$	$b$	$R^2$	$R$	Max asymetria	Klasa max asymetrii	Błąd stand.	Istotność $F$			
styczeń 17	4320	0,0007	-0,0001	0,0000	0,0000	-0,0562	0,3587	0,5989	0,8333	0,0020	0,0023	0,00E+00			
luty 17	4032	0,0009	-0,0001	0,0000	0,0001	-0,0992	0,6658	0,8160	0,4960	-0,0020	0,0023	0,00E+00			
marzec 17	4464	0,0007	-0,0001	-0,0001	0,0000	-0,0817	0,6889	0,8300	0,9185	-0,0010	0,0025	0,00E+00			
kwiecień 17	4320	0,0009	-0,0002	-0,0001	0,0000	-0,0666	0,6682	0,8174	0,6366	-0,0020	0,0025	0,00E+00			
maj 17	3030	0,0006	0,0002	-0,0001	0,0000	-0,0700	0,6773	0,8230	1,3696	-0,0020	0,0029	0,00E+00			
czerwiec 17	4320	0,0006	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0206	0,4737	0,6882	0,3588	0,0030	0,0026	0,00E+00			
lipiec 17	4464	0,0006	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0575	0,4641	0,6812	0,5712	0,0010	0,0025	0,00E+00			
sierpień 17	4464	0,0007	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0649	0,5139	0,7169	0,3360	0,0040	0,0025	0,00E+00			
wrzesień 17	4320	0,0009	-0,0002	0,0000	0,0000	-0,0840	0,6200	0,7874	0,4051	-0,0010	0,0024	0,00E+00			
październik 17	4463	0,0006	-0,0002	0,0000	0,0000	-0,0340	0,3652	0,6043	0,3361	0,0010	0,0023	0,00E+00			
listopad 17	4320	0,0007	-0,0001	0,0000	0,0000	-0,0562	0,3587	0,5989	0,8333	0,0020	0,0023	0,00E+00			
grudzień 17	4464	0,0006	-0,0002	0,0000	0,0000	-0,0499	0,3198	0,5655	0,2688	-0,0020	0,0023	0,00E+00			
styczeń 18	4462	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0701	0,0358	0,1893	0,8068	0,0010	0,0023	2,78E-33			
luty 18	4032	0,0006	-0,0001	-0,0001	0,0000	-0,0598	0,4945	0,7032	0,7688	0,0020	0,0025	0,00E+00			



Tabela V.18. Resko – zestawienie ekstremalnych wartości pomiarów oraz  $p$ -value

		Pomiary min/max																$p$ -value: regresja ( $T_{Rw} - 40$ ) <sub>rezec</sub>				
		$T$		$V$		$RH$		$p$		$t'$		$T_{Rw}$		$a(T)$	$a(V)$	$a(RH)$	$a(p)$	$a(t')$	$b$			
																				min	max	min
styczeń	17	-1,40	13,44	0,212	8,93	65,29	99,62	1021,89	992,3	1021,89	0,99	0,0001	39,95	39,97	0,0000	0,0000	0,8144	0,0028	0,0000	0,0000		
luty	17	-9,10	11,93	0,147	12,03	29,68	98,21	975,584	1034,42	1034,42	0,99	0,0001	39,94	39,97	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000		
marzec	17	-3,93	20,44	0,023	12,63	27,80	97,71	981,422	1025,30	1025,30	0,99	0,0001	39,95	39,98	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,1348	0,0000	
kwiecień	17	-4,41	22,05	0,105	11,13	38,16	97,64	994,984	1028,90	1028,90	0,99	0,0001	39,95	39,97	0,0000	0,0000	0,0000	0,0003	0,0000	0,0000	0,0000	
maj	17	5,06	27,19	0,083	8,82	41,94	97,03	982,8	1017,50	1017,50	0,99	0,0001	39,95	39,98	0,0000	0,8538	0,0000	0,0022	0,3022	0,0045	0,0045	
czerwiec	17	5,06	27,19	0,083	8,82	41,94	97,03	982,8	1017,50	1017,50	0,99	0,0001	39,95	39,98	0,0000	0,8538	0,0000	0,0022	0,3022	0,0045	0,0045	
lipiec	17	6,59	30,51	0,093	7,46	43,43	99,59	991,698	1016,16	1016,16	0,99	0,0001	39,95	39,98	0,0000	0,1301	0,1262	0,1200	0,5313	0,0000	0,0000	
sierpień	17	6,40	29,54	0,093	9,60	36,83	99,61	1000,22	1019,00	1019,00	0,99	0,0001	39,95	39,98	0,0000	0,2335	0,1282	0,0952	0,0000	0,0000	0,0000	
wrzesień	17	3,92	20,77	0,116	10,77	46,03	99,60	987,373	1024,07	1024,07	0,99	0,0001	39,95	39,98	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	
październik	17	0,86	20,07	0,092	12,98	50,07	99,15	971,468	1019,50	8,1E-05	0,99	39,95	39,98	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,6140	0,0000	0,0000	0,0000	
listopad	17	-1,40	13,44	0,212	8,93	65,29	99,62	992,3	1021,89	1021,89	0,99	0,0001	39,95	39,97	0,0000	0,0000	0,8144	0,0028	0,0000	0,0000	0,0000	
grudzień	17	-4,78	9,70	0,117	12,16	65,30	99,22	975,494	1026,79	1026,79	0,99	0,0001	39,95	39,97	0,0000	0,0000	0,5694	0,0000	0,0097	0,0000	0,0000	
styczeń	18	-6,47	9,79	0	14,57	53,39	97,49	982,058	1037,90	1037,90	0,99	0,00013	39,92	39,93	0,0000	0,0164	0,0034	0,1315	0,2162	0,0000	0,0000	
luty	18	-16,14	5,43	0,092	8,42	38,57	97,19	988,933	1027,50	1027,50	0,99	0,0001	39,94	39,97	0,0000	0,0233	0,0000	0,0001	0,6274	0,0000	0,0000	

### 3.7. Lębork

Tabela V.19. Zestawienie równań tendencji liniowych składowej cząstkowej  $r_{s1}(T_{Rw} - 40)_{rzecz} = f(T_a)$

Równanie tendencji				Czujnik
styczeń 17	$y = 4E-05 \cdot T_a - 0,03778$	$R^2 = 0,092$	$R = 0,303$	A
luty 17	$y = 0,0001 \cdot T_a - 0,036549$	$R^2 = 0,575$	$R = 0,758$	A
kwiecień 17	$-y = -0,0001 \cdot T_a - 0,034126$	$R^2 = 0,654$	$R = 0,809$	A/B
maj 17	$y = -0,0001 \cdot T_a - 0,033144$	$R^2 = 0,953$	$R = 0,976$	B
czerwiec 17	$y = -0,0001 \cdot T_a - 0,032699$	$R^2 = 0,773$	$R = 0,879$	B
lipiec 17	$y = -0,0001 \cdot T_a - 0,03223$	$R^2 = 0,489$	$R = 0,699$	B
sierpień 17	$y = -0,0001 \cdot T_a - 0,0305$	$R^2 = 0,834$	$R = 0,913$	B
wrzesień 17	$y = -0,0002 \cdot T_a - 0,029217$	$R^2 = 0,722$	$R = 0,85$	B
październik 17	$y = -0,0001 \cdot T_a - 0,029699$	$R^2 = 0,72$	$R = 0,848$	B
listopad 17	$y = -0,0001 \cdot T_a - 0,029138$	$R^2 = 0,735$	$R = 0,857$	B
grudzień 17	$y = -0,0001 \cdot T_a - 0,029273$	$R^2 = 0,612$	$R = 0,783$	B
styczeń 18	$y = -4E-06 \cdot T_a - 0,028992$	$R^2 = 0,017$	$R = 0,13$	C
luty 18	$y = -1E-05 \cdot T_a - 0,028453$	$R^2 = 0,026$	$R = 0,162$	C

Średni dryf miesięczny od I 2017 do II 2018:  $+0,0007^\circ\text{C}$

Czujnik A: średni dryf w okresie I-IV 2017:  $+0,0009^\circ\text{C/miesiąc}$

Czujnik B: średni dryf w okresie V-XII 2017:  $+0,0005^\circ\text{C/miesiąc}$

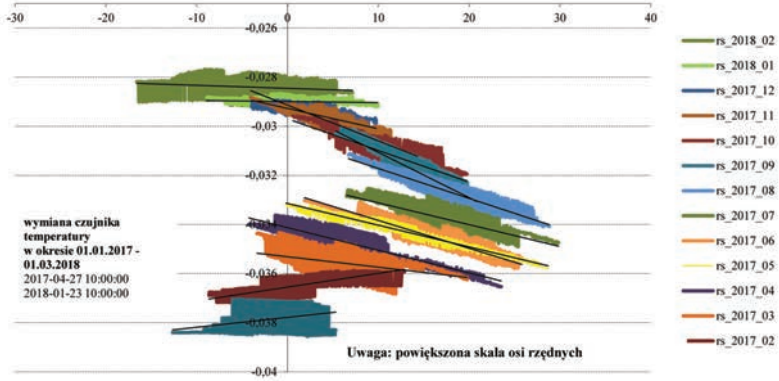
#### KOMENTARZ do rys. V.20

Na wykresie charakterystyk układu pomiarowego, przedstawionych w powiększonej skali, jedynie charakterystyki z chłodnych miesięcy wykazują praktyczną niezależność od temperatury.

Widocznymi formami zmienności równań tendencji są:

- nieznaczna wartości wyrazu wolnego  $b$  (dryfu) charakterystyki w funkcji czasu;
- znaczna, nawrotna mikrozmienność współczynnika regresji  $\alpha$  – zróżnicowana warunkami wymiany ciepła poprzez ściany obudowy, w chłodnych i ciepłych miesiącach, co jednoznacznie wskazuje na wadliwą pracę układu kompensacji temperatury w zasilaczu, szczególnie w miesiącach ciepłych.

Powyższe zmiany nie wynikają z wymiany czujników termometrycznych.



Rys. V.20. Charakterystyki miesięczne  $r_{s1}(T_{Rw} - 40) = f(T_a)$  w Lęborku z lat 2017-2018

Tabela V.20. Lębork – analiza układu  $r = (T_{Rw} - 40)_{\text{recc}}$

	Zestawienie wyników REGRESJI $r = (T_{Rw} - 40)_{\text{recc}}$											Jakość REGRESJI			
	$N$	$a(T)$	$a(V)$	$a(RH)$	$a(p)$	$a(C)$	$b$	$R^2$	$R$	Max asymetria	Klasa max asymetrii	Błąd stand.	Istotność $F$		
styczeń 17	4464	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0333	0,0378	0,1945	1,3329	-0,0020	0,0021	2,82E-35		
luty 17	4020	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0371	0,0284	0,1686	0,8831	0,0020	0,0022	2,40E-23		
marzec 17	4466	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	-0,0295	0,0431	0,2075	0,3247	0,0030	0,0022	1,66E-40		
kwiecień 17	4312	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0393	0,0429	0,2071	1,2175	0,0010	0,0021	6,80E-39		
maj 17	4354	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0368	0,0612	0,2474	0,2986	-0,0030	0,0022	2,78E-57		
czerwiec 17	4262	-0,0001	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0208	0,0448	0,2117	0,8681	-0,0020	0,0022	3,10E-40		
lipiec 17	4459	-0,0001	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0743	0,0410	0,2025	0,4485	0,0040	0,0022	2,26E-38		
sierpień 17	4464	-0,0001	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0363	0,0565	0,2377	0,4816	-0,0020	0,0022	5,34E-54		
wrzesień 17	4320	-0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0275	0,0732	0,2706	0,6713	-0,0030	0,0022	9,30E-69		
październik 17	4407	-0,0001	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0308	0,0409	0,2022	0,8055	-0,0020	0,0022	8,28E-38		
listopad 17	4247	-0,0001	0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0453	0,0578	0,2405	0,6357	0,0020	0,0021	1,46E-52		
grudzień 17	4457	0,0000	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0223	0,0214	0,1462	0,4824	-0,0010	0,0021	3,27E-19		
styczeń 18	4460	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0188	0,0037	0,0609	0,3700	0,0030	0,0021	5,41E-03		
luty 18	4029	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	-0,0155	0,0272	0,1649	0,4964	-0,0010	0,0021	2,58E-22		

Tabela V.21. Lębork – zestawienie ekstremalnych wartości pomiarów oraz  $p$ -value

	Pomiary min/max														p-value: regresja ( $T_{Rw} - 40$ ) <sub>czecz</sub>				
	T		V		RH		p		t'		T <sub>Rw</sub>		a(T)	a(V)	a(RH)	a(p)	a(t')	b	
	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max							
styczeń 17	-12,67	5,31	0	10,65	38,94	98,82	976,898	1034,66	0,00017	0,99	39,96	39,97	0,8819	0,7079	0,3232	0,0651	0,0000	0,0000	
luty 17	-8,66	12,88	0	12,99	36,75	98,82	975,732	1036,26	0,00015	0,99	39,95	39,97	0,3979	0,5374	0,5689	0,9689	0,0000	0,0000	
marzec 17	-3,35	19,79	0	12,07	30,69	98,44	983,046	1025,13	0,00013	0,99	39,96	39,97	0,0000	0,0324	0,8022	0,1008	0,0000	0,0000	
kwiecień 17	-4,25	23,52	0	13,30	33,87	100,00	994,677	1030,15	0,00013	0,99	39,96	39,97	0,0004	0,3278	0,0000	0,5251	0,0000	0,0000	
maj 17	-0,18	28,70	0	13,31	24,94	99,59	1002,15	1025,85	0,00013	0,99	39,96	39,97	0,0000	0,6239	0,0025	0,6496	0,0052	0,0000	
czerwiec 17	1,86	25,80	0	11,52	21,51	99,51	983,879	1017,15	0,00014	0,99	39,96	39,97	0,0000	0,0026	0,1524	0,0660	0,0000	0,0011	
lipiec 17	6,52	29,84	0	9,31	38,70	99,79	993,774	1016,95	0,00013	0,99	39,96	39,97	0,0003	0,0359	0,2386	0,0000	0,0000	0,0000	
sierpień 17	6,72	28,82	0	15,40	37,59	100,00	1001,05	1021,32	0,00013	0,99	39,96	39,98	0,0000	0,0210	0,1512	0,5374	0,0000	0,0003	
wrzesień 17	5,29	20,81	0	10,19	46,43	100,00	987,633	1029,27	0,00013	0,99	39,96	39,98	0,0000	0,0560	0,5121	0,6145	0,0000	0,0000	
październik 17	0,60	19,75	0	10,72	49,59	100,00	967,076	1019,64	0,00013	0,99	39,96	39,98	0,0000	0,0008	0,0000	0,4214	0,0290	0,0000	
listopad 17	-4,06	14,28	0	10,01	63,79	100,00	990,813	1023,87	0,00012	0,99	39,96	39,98	0,0000	0,0120	0,0693	0,0004	0,0000	0,0000	
grudzień 17	-3,95	9,76	0	12,98	63,92	100,00	980,38	1028,33	0,00013	0,99	39,96	39,98	0,0048	0,0000	0,0499	0,0500	0,2012	0,0000	
styczeń 18	-8,93	9,96	0	12,54	55,46	100,00	978,886	1033,97	0,00	0,99	39,96	39,98	0,1142	0,1753	0,2150	0,0003	0,0065	0,0000	
luty 18	-16,61	7,15	0	7,74	44,50	100,00	988,955	1028,65	0,00	0,99	39,96	39,98	0,2740	0,0783	0,6398	0,0486	0,0000	0,0142	

### 3.8. Kołobrzeg

Tabela V.22. Zestawienie równań tendencji liniowych składowej cząstkowej  $r_{s1}(T_{Rw} - 40)_{rzecz} = f(T_a)$

Równanie tendencji				Czujnik
styczeń 17	$y = 0,0003 \cdot T_a + 0,008005$	$R^2 = 0,932$	$R = 0,965$	A
luty 17	$y = 0,0003 \cdot T_a + 0,008613$	$R^2 = 0,978$	$R = 0,989$	A/B
marzec 17	$y = 0,0003 \cdot T_a + 0,009359$	$R^2 = 0,939$	$R = 0,969$	B
kwiecień 17	$y = 0,0002 \cdot T_a + 0,010106$	$R^2 = 0,784$	$R = 0,885$	B
maj 17	$y = 0 \cdot T_a + 0,012339$	$R^2 = 0,352$	$R = 0,593$	B
czerwiec 17	$y = 0 \cdot T_a + 0,012663$	$R^2 = 0,117$	$R = 0,342$	B
lipiec 17	$y = 0,0001 \cdot T_a + 0,013375$	$R^2 = 0,27$	$R = 0,519$	B
sierpień 17	$y = 0 \cdot T_a + 0,015376$	$R^2 = 0,073$	$R = 0,269$	B
wrzesień 17	$y = 0,0002 \cdot T_a + 0,012706$	$R^2 = 0,915$	$R = 0,956$	B
październik 17	$y = 0,0003 \cdot T_a + 0,012002$	$R^2 = 0,925$	$R = 0,962$	B
listopad 17	$y = 0,0003 \cdot T_a + 0,012354$	$R^2 = 0,942$	$R = 0,971$	B
grudzień 17	$y = 0,0002 \cdot T_a + 0,012888$	$R^2 = 0,829$	$R = 0,911$	B
styczeń 18	$y = 0,0003 \cdot T_a + 0,013133$	$R^2 = 0,976$	$R = 0,988$	B/C
luty 18	$y = 0,0002 \cdot T_a + 0,013585$	$R^2 = 0,945$	$R = 0,972$	C

Średni dryf miesięczny od I 2017 do II 2018:  $+0,0004^\circ\text{C}$

Czujnik B: Średni dryf w okresie I-XII 2017:  $0,0004^\circ\text{C/miesiąc}$

Rozwój nieliniowy

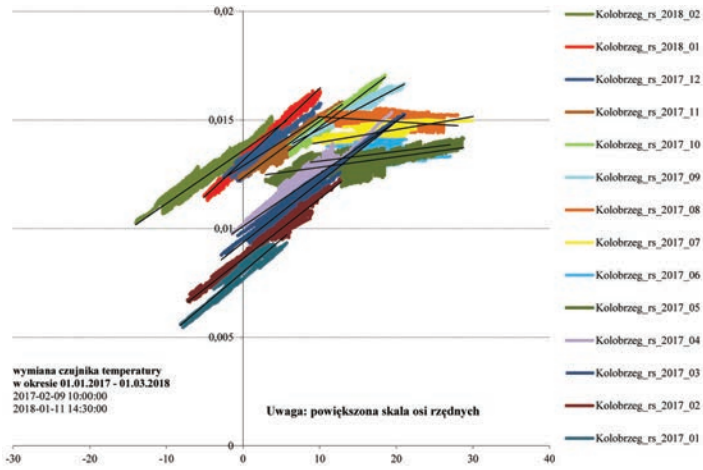
Współczynnik regresji  $a_T$  w równaniu regresji wielokrotnej, określającym charakterystykę układu termometrycznego wykazuje wyraźną, nawrotną zależność od pory roku, a więc i od temperatury.

#### KOMENTARZ do rys. V.21

Na wykresie charakterystyk układu pomiarowego, przedstawionych w powiększonej skali, jedynie charakterystyki z ciepłych miesięcy wykazują praktyczną niezależność od temperatury. Widocznymi formami zmienności równań tendencji są:

- nieznaczna wartość wyrazu wolnego  $b$  (dryfu) charakterystyki w funkcji czasu;
- znaczna, nawrotna mikrozmienność współczynnika regresji  $a$  – zróżnicowana warunkami wymiany ciepła poprzez ściany obudowy, w chłodnych i ciepłych miesiącach, co jednoznacznie wskazuje na wadliwą pracę układu kompensacji temperatury w zasilaczu, szczególnie w miesiącach chłodnych.

Powyższe zmiany nie wynikają z wymiany czujników termometrycznych.



Rys. V.21. Charakterystyki miesięczne  $r_{s1}(T_{Rw} - 40) = f(T_a)$  w Kołobrzegu z lat 2017-2018

Tabela V.23. Kolobrzeg – analiza układu  $r = (T_{Rw} - 40)_{rzecz}$ .

	Zestawienie wyników REGRESJI $r_i(T_{Rw} - 40)_{rzecz}$										Jakość REGRESJI			
	$N$	$a(T)$	$a(V)$	$a(RH)$	$a(p)$	$a(t')$	$b$	$R^2$	$R$	Max asymetria	Klasa max asymetrii	Błąd stand.	Istotność $F$	
styczeń 17	4464	0,0003	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0132	0,7172	0,8469	0,6384	-0,0010	0,0006	0,00E+00	
luty 17	4030	0,0003	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0059	0,8405	0,9168	0,2854	-0,0010	0,0006	0,00E+00	
marzec 17	4463	0,0002	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0072	0,7483	0,8650	0,3137	-0,0010	0,0006	0,00E+00	
kwiecień 17	4320	0,0003	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0042	0,6041	0,7772	0,4051	-0,0010	0,0006	0,00E+00	
maj 17	4464	0,0001	-0,0001	0,0000	0,0000	-0,0001	-0,0053	0,1511	0,3887	0,7280	0,0020	0,0010	1,38E-155	
czerwiec 17	4314	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0174	0,2352	0,4850	0,2434	-0,0020	0,0007	1,31E-247	
lipiec 17	4462	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0088	0,1857	0,4309	1,2662	0,0010	0,0006	1,07E-195	
sierpień 17	4460	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0114	0,1518	0,3896	0,5493	-0,0010	0,0006	2,71E-156	
wrzesień 17	4316	0,0002	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0141	0,4492	0,6702	0,4286	0,0010	0,0005	0,00E+00	
październik 17	4464	0,0003	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0136	0,6110	0,7817	2,0833	-0,0010	0,0005	0,00E+00	
listopad 17	4320	0,0003	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0071	0,6470	0,8044	0,1620	0,0010	0,0005	0,00E+00	
grudzień 17	4464	0,0003	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0102	0,5943	0,7709	1,8817	0,0010	0,0005	0,00E+00	
styczeń 18	4459	0,0003	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0131	0,8085	0,8992	2,4333	-0,0010	0,0005	0,00E+00	
luty 18	4028	0,0003	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0182	0,7542	0,8684	0,8317	0,0010	0,0006	0,00E+00	

**Uwaga:** możliwą przyczyną asymetrii reszt >2% w październiku 2017 oraz styczniu 2018 roku jest nieliniowość związków, z którego powstały szacunkowe wartości nieskompensowane korektą lub duża szybkość wzrostu  $b = f(t)$



Tabela V.24. Kolobrzeg – zestawienie ekstremalnych wartości pomiarów oraz  $p$ -value

		Pomiary min/max																$p$ -value: regresja ( $T_{Rw} - 40$ ) <sub>zecz.</sub>				
		$T$		$V$		$RH$		$p$		$t'$		$T_{Rw}$		$a(T)$	$a(V)$	$a(RH)$	$a(p)$	$a(t')$	$b$			
																				min	max	min
styczeń 17		-8,16	5,72	0,335	8,63	52,84	98,44	985,542	1039,83	0,00015	0,99	40,00	40,01	0,0000	0,0009	0,0931	0,0000	0,0000	0,0000			
luty 17		-7,25	12,77	0,219	9,36	25,14	98,32	980,476	1041,00	0,00015	0,99	40,01	40,01	0,0000	0,0000	0,6278	0,0114	0,0000	0,0000			
marzec 17		-2,84	21,07	0,165	7,72	32,86	98,03	986,739	1031,43	0,00014	0,99	40,01	40,02	0,0000	0,0000	0,0000	0,0100	0,0000	0,0000			
kwiecień 17		-1,43	19,40	0,212	9,04	44,73	98,21	1000,99	1035,19	0,00015	0,99	40,01	40,02	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0027			
maj 17		2,94	28,79	0,137	7,05	32,21	97,56	1006,64	1030,68	0,00015	0,99	40,01	40,02	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0366			
czerwiec 17		8,79	27,03	0,189	6,91	36,11	97,12	988,447	1023,39	0,00015	0,99	40,01	40,02	0,0000	0,0067	0,2277	0,0035	0,0000	0,0000			
lipiec 17		9,15	30,03	0,166	6,24	45,30	97,63	998,534	1021,60	0,00015	0,99	40,01	40,02	0,0000	0,0385	0,0000	0,1015	0,0000	0,0003			
sierpień 17		9,73	28,04	0,186	5,39	39,46	96,84	1005,17	1024,96	0,00015	0,99	40,01	40,02	0,3242	0,0000	0,0030	0,2998	0,0000	0,0001			
wrzesień 17		6,48	21,04	0,182	8,09	46,31	98,01	991,67	1030,68	0,00015	0,99	40,01	40,02	0,0000	0,0000	0,0000	0,0531	0,0000	0,0000			
październik 17		5,91	18,55	0,188	8,59	46,37	98,21	975,331	1024,93	0,00015	0,99	40,01	40,02	0,0000	0,0000	0,0000	0,1751	0,0395	0,0000			
listopad 17		-0,59	12,97	0,368	7,68	63,53	98,24	996,547	1028,07	0,00015	0,99	40,01	40,02	0,0000	0,0000	0,0003	0,0000	0,0000	0,0000			
grudzień 17		-2,55	10,16	0,408	8,98	63,86	98,69	981,898	1032,92	0,00015	0,99	40,01	40,02	0,0000	0,0000	0,1882	0,0000	0,0000	0,0000			
styczeń 18		-5,10	10,09	0,121	8,98	53,15	98,41	981,669	1036,68	0,00015	0,99	40,01	40,02	0,0000	0,0000	0,0000	0,5112	0,0000	0,0000			
luty 18		-14,01	5,67	0,152	6,62	35,58	97,66	994,344	1034,02	0,00015	0,99	40,01	40,02	0,0000	0,0000	0,0000	0,0162	0,0000	0,0000			

### 3.9. Hel

Tabela V.25. Zestawienie równań tendencji liniowych składowej cząstkowej  $r_{s1}(T_{Rw} - 40)_{r_{zecz.}} = f(T_a)$

Równanie tendencji				Czujnik
styczeń 17	$y = 0,0011 \cdot T_a - 0,005537$	$R^2 = 0,964$	$R = 0,982$	C
luty 17	$y = 0,0009 \cdot T_a - 0,00491$	$R^2 = 0,981$	$R = 0,991$	C
marzec 17	$y = 0,0009 \cdot T_a - 0,004116$	$R^2 = 0,944$	$R = 0,972$	C
kwiecień 17	$y = 0,001 \cdot T_a - 0,003767$	$R^2 = 0,936$	$R = 0,967$	C/D
maj 17	$y = 0,001 \cdot T_a - 0,002596$	$R^2 = 0,995$	$R = 0,997$	D
czerwiec 17	$y = 0,0011 \cdot T_a - 0,002967$	$R^2 = 0,976$	$R = 0,988$	D
lipiec 17	$y = 0,0011 \cdot T_a - 0,002967$	$R^2 = 0,976$	$R = 0,988$	D
sierpień 17	$y = 0,0009 \cdot T_a - 0,001121$	$R^2 = 0,96$	$R = 0,98$	D
wrzesień 17	$y = 0,0012 \cdot T_a - 0,002734$	$R^2 = 0,944$	$R = 0,972$	D
październik 17	$y = 0,0009 \cdot T_a + 0,000512$	$R^2 = 0,919$	$R = 0,959$	D
listopad 17	$y = 0,0001 \cdot T_a + 0,00774$	$R^2 = 0,058$	$R = 0,241$	D
grudzień 17	$y = 0,0005 \cdot T_a + 0,008028$	$R^2 = 0,997$	$R = 0,998$	D
styczeń 18	$y = 0,0007 \cdot T_a + 0,006969$	$R^2 = 0,953$	$R = 0,976$	D/E
luty 18	$y = 0,001 \cdot T_a + 0,008452$	$R^2 = 0,982$	$R = 0,991$	E

Średni dryf miesięczny od I 2017 do II 2018:  $0,001^\circ\text{C}$

Czujnik C: Średni dryf w okresie I-IV 2017:  $0,0044^\circ\text{C/miesiąc}$

Czujnik D: Średni dryf w okresie V 2017-II 2018:  $0,0011^\circ\text{C/miesiąc}$

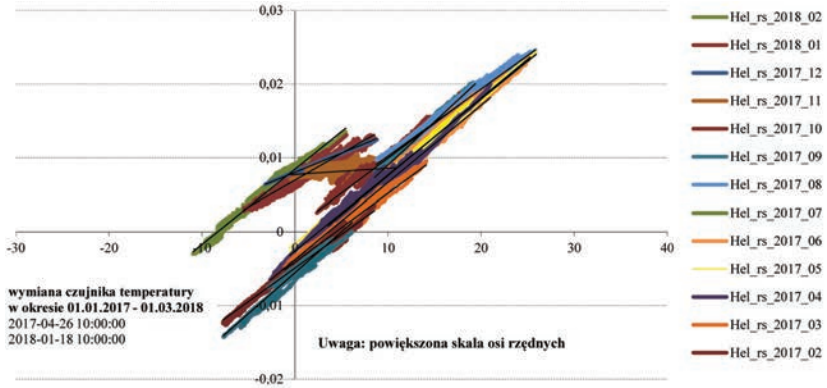
Rozwój nieliniowy

#### KOMENTARZ do rys. V.26

Na wykresie charakterystyk układu pomiarowego, przedstawionych w powiększonej skali, charakterystyki z wszystkich miesięcy wykazują zależność od temperatury. Widocznymi formami zmienności równań tendencji są:

- nieznaczna wartości wyrazu wolnego  $b$  (dryfu) charakterystyki w funkcji czasu;
- nieznaczna mikrozmienność współczynnika regresji  $a$ , niezróżnicowana sezonowymi warunkami wymiany ciepła poprzez ściany obudowy w chłodnych i ciepłych miesiącach, co wskazuje na jednakowo wadliwą pracę układu kompensacji temperatury w zasilaczu, we wszystkich miesiącach.

Powyższe zmiany nie wynikają z wymiany czujników termometrycznych.



Rys. V.22. Charakterystyki miesięczne  $r_{s1}(T_{Rw} - 40) = f(T_a)$  w Helu z lat 2017-2018

Tabela V.26. Hel – analiza układu  $r = (T_{Rw} - 40)_{zrec}$

	Zestawienie wyników REGRESJI $r_s(T_{Rw} - 40)_{zrec}$											Jakość REGRESJI			
	$N$	$a(T)$	$a(V)$	$a(RH)$	$a(p)$	$a(t')$	$b$	$R^2$	$R$	Max asymetria	Klasa max asymetrii	Błąd stand.	Istotność $F$		
styczeń 17	4454	0,0010	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0001	0,0018	0,5699	0,7549	12,1801	-0,0010	0,0027	0,00E+00		
luty 17	4032	0,0010	-0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0139	0,6125	0,7826	12,9836	-0,0010	0,0028	0,00E+00		
marzec 17	4464	0,0009	-0,0003	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0125	0,3786	0,6153	10,6183	-0,0010	0,0030	0,00E+00		
kwiecień 17	4320	0,0011	-0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0226	0,5034	0,7095	10,3356	-0,0010	0,0032	0,00E+00		
maj 17	4464	0,0010	-0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	0,0170	0,6524	0,8077	7,5941	-0,0020	0,0040	0,00E+00		
czerwiec 17	4320	0,0010	-0,0003	0,0000	-0,0001	0,0000	0,0651	0,3381	0,5815	11,5856	-0,0020	0,0045	0,00E+00		
lipiec 17	4320	0,0010	-0,0003	0,0000	-0,0001	0,0000	0,0651	0,3381	0,5815	11,5856	-0,0020	0,0045	0,00E+00		
sierpień 17	4365	0,0009	-0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,2279	0,4774	14,0550	-0,0020	0,0048	1,31E-241		
wrzesień 17	4219	0,0011	-0,0003	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0219	0,2317	0,4813	14,3517	-0,0010	0,0040	6,60E-238		
październik 17	4371	0,0010	-0,0002	-0,0001	0,0000	0,0001	-0,0116	0,6155	0,7845	5,9712	-0,0010	0,0020	0,00E+00		
listopad 17	4112	0,0003	-0,0001	0,0000	-0,0001	0,0001	0,0639	0,1275	0,3571	3,2952	-0,0010	0,0020	7,10E-119		
grudzień 17	4464	0,0005	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0054	0,3249	0,5700	3,6402	-0,0010	0,0018	0,00E+00		
styczeń 18	4457	0,0007	-0,0003	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0426	0,5469	0,7395	0,9648	-0,0020	0,0022	0,00E+00		
luty 18	4032	0,0010	-0,0001	0,0000	0,0001	0,0000	-0,0558	0,7909	0,8893	2,9762	-0,0010	0,0019	0,00E+00		

UWAGA: możliwą przyczyną asymetrii reszt  $>2\%$  we wszystkich zbiorach danych poza styczniem 2018 r. jest nieliniowość związków, z którego powstały szeregowe wartości nieskompensowane korektą lub duża szybkość wzrostu  $b = f(t)$

Tabela V.27. Hel – zestawienie ekstremalnych wartości pomiarów oraz  $p$ -value

	Pomiary min/max														p-value: regresja ( $T_{Rw} - 40$ ) <sub>marzec</sub>				
	T		V		RH		p		t'		T <sub>Rw</sub>		a(T)	a(V)	a(RH)	a(p)	a(t')	b	
	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max							
styczeń 17	-7,71	6,16	0,432	12,50	53,71	98,10	98,10	1039,55	1039,55	2,3E-05	0,99	39,9840	40,0150	0,0000	0,0020	0,0002	0,0092	0,0000	0,6492
luty 17	-7,74	8,55	0,3	12,61	53,91	98,09	98,09	980,329	1041,62	2,3E-05	0,99	39,9860	40,0170	0,0000	0,0000	0,0009	0,0150	0,0000	0,0065
marzec 17	-1,12	14,11	0,187	10,55	35,09	98,77	98,77	988,234	1029,42	2,3E-05	0,99	39,9940	40,0260	0,0000	0,0000	0,0003	0,0591	0,0273	0,0401
kwiecień 17	-2,67	21,01	0,182	11,61	40,86	98,95	98,95	998,502	1034,50	2,3E-05	0,99	39,9930	40,0370	0,0000	0,0000	0,0000	0,0033	0,0004	0,0049
maj 17	-0,59	25,94	0,254	8,63	34,69	96,06	1007,56	1031,46	1031,46	2,3E-05	0,99	39,9970	40,0540	0,0000	0,0004	0,0000	0,1673	0,3487	0,1373
czerwiec 17	3,56	25,26	0,206	9,89	44,25	95,58	988,315	1021,81	1021,81	2,3E-05	0,99	39,9990	40,0550	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0620	0,0000
lipiec 17	3,56	25,26	0,206	9,89	44,25	95,58	988,315	1021,81	1021,81	2,3E-05	0,99	39,9990	40,0550	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0620	0,0000
sierpień 17	8,72	25,83	0,16	11,99	49,31	95,90	1005,88	1026,40	1026,40	2,3E-05	0,99	40,0070	40,0520	0,0000	0,0041	0,0000	0,8150	0,0001	0,9993
wrzesień 17	8,54	19,38	0,192	10,21	55,32	97,19	992,666	1035,21	1035,21	2,3E-05	0,99	40,0060	40,0500	0,0000	0,0000	0,0545	0,0100	0,8554	0,0093
październik 17	2,35	17,91	0,646	11,89	55,44	96,79	971,918	1025,98	1025,98	2,3E-05	0,99	40,0040	40,0220	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0016
listopad 17	-0,48	10,82	0,237	10,90	67,06	97,21	995,427	1028,63	1028,63	2,3E-05	0,99	40,0030	40,0160	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
grudzień 17	-3,18	8,79	0,249	15,00	66,61	97,07	986,67	1032,39	1032,39	2,3E-05	0,99	40,0030	40,0180	0,0000	0,0752	0,8889	0,2713	0,2284	0,0336
styczeń 18	-5,48	8,50	0,115	11,78	57,89	99,34	984,406	1039,70	1039,70	2,3E-05	0,99	39,9980	40,0180	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
luty 18	-10,96	5,45	0,278	9,33	55,42	97,55	993,599	1033,65	1033,65	2,3E-05	0,99	39,9940	40,0170	0,0000	0,0067	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

### 3.10. Gdańsk-Świbno

Tabela V.28. Zestawienie równań tendencji liniowych składowej cząstkowej  $r_{s1}(T_{Rw} - 40)_{I_{rzecz.}} = f(T_a)$

Równanie tendencji				Czujnik
styczeń 17	$y = 0,0006 \cdot T_a + 0,003306$	$R^2 = 0,95$	$R = 0,974$	A
luty 17	$y = 0,0005 \cdot T_a + 0,003782$	$R^2 = 0,766$	$R = 0,875$	A
marzec 17	$y = 0,0008 \cdot T_a + 0,002893$	$R^2 = 0,857$	$R = 0,926$	A
kwiecień 17	$y = 0,0007 \cdot T_a + 0,00313$	$R^2 = 0,844$	$R = 0,919$	A
maj 17	$y = 0,0006 \cdot T_a + 0,004154$	$R^2 = 0,965$	$R = 0,982$	A
czerwiec 17	$y = 0,0006 \cdot T_a + 0,003518$	$R^2 = 0,913$	$R = 0,956$	A
lipiec 17	$y = 0,0006 \cdot T_a + 0,003609$	$R^2 = 0,88$	$R = 0,938$	A
sierpień 17	$y = 0,0005 \cdot T_a + 0,005736$	$R^2 = 0,854$	$R = 0,924$	A
wrzesień 17	$y = 0,0008 \cdot T_a + 0,002605$	$R^2 = 0,755$	$R = 0,869$	A
październik 17	$y = 0,0008 \cdot T_a + 0,003432$	$R^2 = 0,855$	$R = 0,925$	A
listopad 17	$y = 0,0005 \cdot T_a + 0,005459$	$R^2 = 0,919$	$R = 0,959$	A/B
grudzień 17	$y = 0,0004 \cdot T_a + 0,006092$	$R^2 = 0,919$	$R = 0,959$	B
styczeń 18	$y = 0,0005 \cdot T_a + 0,006215$	$R^2 = 0,924$	$R = 0,961$	B
luty 18	$y = 0,0005 \cdot T_a + 0,008397$	$R^2 = 0,729$	$R = 0,854$	B

Średni dryf miesięczny od I 2017 do II 2018: 0,00036°C

Czujnik A: średni dryf w okresie I-X 2017: 0,00001°C/miesiąc

Czujnik B: średni dryf w okresie XI 2017-II 2018: 0,0007°C/miesiąc

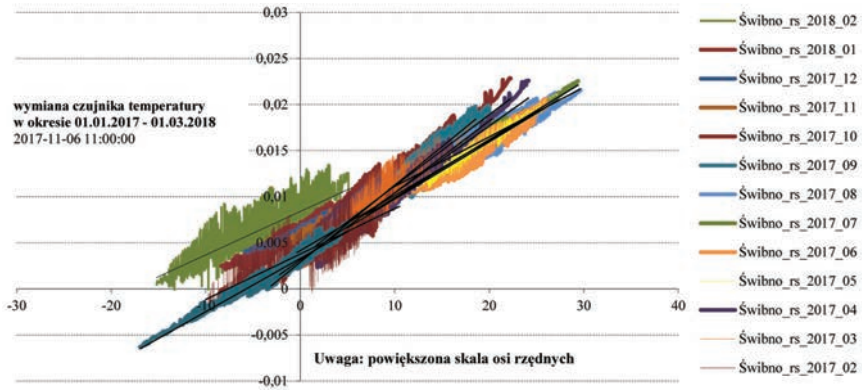
#### KOMENTARZ do rys. V.23

Na wykresie charakterystyk układu pomiarowego, przedstawionych w powiększonej skali, charakterystyki z wszystkich miesięcy wykazują zależność od temperatury.

Widocznymi formami zmienności równań tendencji są:

- nieznaczna wartość wyrazu wolnego  $b$  (dryfu) charakterystyki w funkcji czasu;
- nieznaczna mikrozmienność współczynnika regresji  $\alpha$ , niezróżnicowana warunkami wymiany ciepła poprzez ściany obudowy, w chłodnych i ciepłych miesiącach, co jednoznacznie wskazuje na wadliwą pracę układu kompensacji temperatury w zasilaczu, we wszystkich miesiącach.

Powyższe zmiany nie wynikają z wymiany czujników termometrycznych.



Rys. V.23. Charakterystyki miesięczne  $r_{s1}(T_{Rw} - 40) = f(T_a)$  w Świbnie z lat 2017-2018

Tabela V.29. Gdańsk-Świbno – analiza układu  $r = (T_{Rw} - 40)_{rccz}$

		Zestawienie wyników REGRESJI $r(T_{Rw} - 40)_{rccz}$											JAKOŚĆ REGRESJI			
	N	$a(T)$	$a(V)$	$a(RH)$	$a(p)$	$a(t')$	$b$	$R^2$	R	Max asymetria	Klasa max asymetrii	Błąd stand.	Istotność F			
styczeń 17	4465	0,0006	-0,0002	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0092	0,7493	0,8656	4,9608	-0,0010	0,0014	0,00E+00			
luty 17	4032	0,0008	-0,0003	-0,0001	0,0001	0,0000	-0,0648	0,7103	0,8428	3,6830	-0,0020	0,0018	0,00E+00			
marzec 17	4464	0,0006	-0,0002	-0,0001	0,0000	0,0000	-0,0026	0,7521	0,8672	4,7939	-0,0010	0,0016	0,00E+00			
kwiecień 17	4320	0,0007	-0,0002	-0,0001	0,0000	0,0000	-0,0242	0,7193	0,8481	6,7593	-0,0010	0,0016	0,00E+00			
maj 17	4464	0,0005	0,0001	-0,0001	0,0000	0,0000	-0,0313	0,7913	0,8896	6,3284	-0,0010	0,0017	0,00E+00			
czerwiec 17	4318	0,0006	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0335	0,7856	0,8863	5,0834	-0,0010	0,0012	0,00E+00			
lipiec 17	4462	0,0006	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000	-0,0754	0,8300	0,9110	3,6979	-0,0010	0,0010	0,00E+00			
sierpień 17	4464	0,0005	-0,0001	-0,0001	0,0000	0,0001	-0,0061	0,7826	0,8846	4,9171	-0,0010	0,0011	0,00E+00			
wrzesień 17	4320	0,0007	-0,0002	-0,0001	0,0000	0,0001	-0,0050	0,8333	0,9129	1,2037	-0,0010	0,0010	0,00E+00			
październik 17	4464	0,0007	-0,0003	-0,0001	0,0000	0,0000	-0,0019	0,8477	0,9207	3,8082	-0,0010	0,0011	0,00E+00			
listopad 17	4320	0,0005	-0,0002	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0139	0,6350	0,7968	3,8889	-0,0010	0,0012	0,00E+00			
grudzień 17	4464	0,0004	-0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	0,0004	0,5744	0,7579	4,5923	-0,0010	0,0012	0,00E+00			
styczeń 18	4464	0,0005	-0,0003	0,0000	0,0000	0,0000	0,0253	0,7854	0,8862	2,9570	-0,0010	0,0011	0,00E+00			
luty 18	4032	0,0005	-0,0005	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0120	0,5601	0,7484	8,0481	-0,0010	0,0023	0,00E+00			

UWAGA: możliwą przyczyną asymetrii reszt  $>2\%$  we wszystkich zbiorach danych poza wrzesniem 2017 r. jest nieliniowość związków, z którego powstały szacunkowe wartości nieskompensowane korektą lub duża szybkość wzrostu  $b = f(t)$



Tabela V.30. Gdańsk-Świbno – zestawienie ekstremalnych wartości pomiarów oraz  $p$ -value

	Pomiary min/max														$p$ -value: regresja ( $T_{Rw} - 40$ ) <sub>rozcz.</sub>				
	$T$		$V$		$RH$		$p$		$t'$		$T_{Rw}$		$a(T)$	$a(V)$	$a(RH)$	$a(p)$	$a(t')$	$b$	
	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max							
styczeń 17	-16,94	5,20	0,274	15,21	58,59	100,02	980,545	1039,37	0,00015	0,99	39,99	40,01	0,0000	0,0000	0,0000	0,5901	0,0000	0,0000	
luty 17	-10,00	10,49	0,186	11,83	38,76	98,85	980,263	1041,00	0,00015	0,99	40,00	40,02	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	
marzec 17	-3,07	18,57	0,27	12,35	37,57	100,03	987,44	1028,98	0,00015	0,99	40,00	40,02	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,4336	
kwiecień 17	-2,20	24,15	0,233	13,52	34,01	100,03	998,316	1033,44	0,00015	0,99	40,00	40,02	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,1807	0,0000	
maj 17	-0,36	27,32	0,291	11,92	33,62	98,66	1006,34	1030,52	0,00015	0,99	40,00	40,02	0,0000	0,0003	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	
czerwiec 17	4,94	25,98	0,301	11,72	42,54	99,80	987,54	1021,06	0,00015	0,99	40,01	40,02	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	
lipiec 17	7,38	29,39	0,279	9,33	42,30	100,04	996,854	1020,51	0,00015	0,99	40,01	40,02	0,0000	0,0029	0,0000	0,0000	0,0060	0,0000	
sierpień 17	9,35	29,64	0,2	9,12	38,73	99,82	1005,86	1025,72	0,00015	0,99	40,01	40,02	0,0000	0,0000	0,0000	0,0004	0,0000	0,2363	
wrzesień 17	6,97	20,28	0,212	10,52	50,74	100,04	992,981	1034,30	0,00015	0,99	40,01	40,02	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0177	
październik 17	1,72	22,25	0,269	15,34	49,86	100,05	970,891	1025,35	0,00013	0,99	40,01	40,02	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,1949	0,3220	
listopad 17	-2,13	12,02	0,47	12,87	64,46	99,93	995,692	1027,73	0,00015	0,99	40,00	40,02	0,0000	0,0000	0,0000	0,5912	0,0186	0,0000	
grudzień 17	-5,81	10,05	0,496	14,74	67,81	99,47	986,006	1031,79	0,00013	0,99	40,00	40,02	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,8335	
styczeń 18	-8,36	9,76	0,146	13,43	58,61	99,99	984,383	1038,82	0,00013	0,99	40,00	40,02	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	
luty 18	-15,20	5,54	0,153	13,44	51,33	98,62	993,576	1033,21	0,00013	0,99	40,00	40,02	0,0000	0,0000	0,0000	0,1483	0,0006	0,1081	

## 4. Wyniki analizy urządzenia pomiarowego ( $r_{s2} = T_a - T_w$ )

W rozdziale V.5, w tabelach zatytułowanych *Zestawienie wyników regresji różnicy* ( $T_a - T_w$ )<sub>rzecz.</sub> przedstawiono:

- liczbę terminów pomiarowych  $N$ , dla których pozyskano komplety pomierzonych wartości zmiennych niezależnych i zależnych;
- wartości współczynników regresji  $a_i$  dla każdej zmiennej niezależnej;
- wartość wyrazu wolnego  $b$ ;
- wartości współczynników dopasowania  $R^2$  i korelacji  $R$ .

W części *Charakterystyka tendencji liniowej*  $r_{s2}$  podano:

- wartości współczynnika regresji  $a$  i wyrazu wolnego  $b$  dla liniowych równań tendencji, obliczonych dla chmur wartości  $r_{s2} = f(T_a)$ ;
- odnośne wartości  $R^2$  i  $R$ ;
- informację o zmianach czujników.

W części pt. *Kontrola jakości danych* zawarto informacje dotyczące:

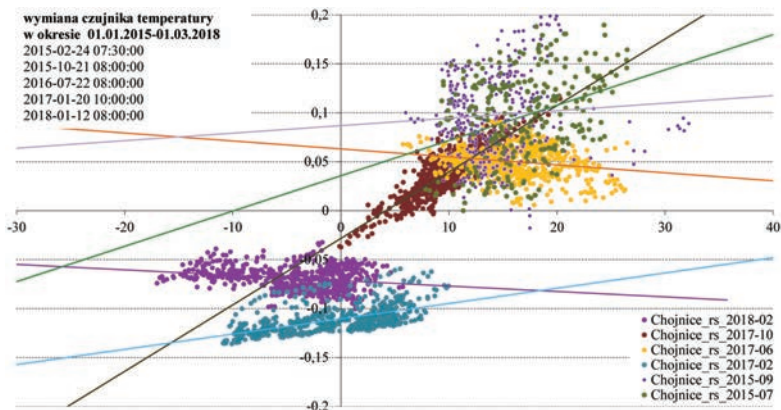
- maksymalnych wartości procentowych asymetrii rozkładu reszt;
- klasy, w której ta wartość wystąpiła;
- wartości błędu standardowego;
- istotności  $F$ ;
- dopuszczalną granicę błędów grubych przyjętą dla zbiorów.

Ekstremalne wartości wszystkich analizowanych pomiarów w zbiorze obliczeniowym umieszczono w tabeli pt. *Wartości pomiarów min i max w zbiorze obliczeniowym*.

### 4.1. Chojnice

Porównywalność charakterystyk – w zestawie charakterystyk stacji Chojnice mogą być porównywane charakterystyki lipiec z wrześniem 2015 r. (czujnik A) oraz luty, czerwiec i październik 2017 r. (czujnik D).

Położenie charakterystyki roboczej urządzenia pomiarowego względem charakterystyki naleźnej – wszystkie charakterystyki są odkształcone względem charakterystyki naleźnej.



Rys. V.24. Charakterystyki miesięczne  $r_{s2}(T_a - T_w) = f(T_a)$  w Chojnicach z lat 2015-2018

Zmiany charakterystyki roboczej (dryfu i mikrozmienności) – Ogólnie, każda charakterystyka urządzenia pomiarowego z czasem zmienia swoje położenie względem charakterystyki należącej, którą reprezentuje oś odciętych ( $r_s = 0$ ) prostokątnego układu współrzędnych. Zmiana ta może mieć postać dryfu, co wynika z procesu starzenia elementów elektronicznych urządzeń i układów pomiarowych oraz postać zmiany współczynnika regresji przy składowej cząstkowej temperaturowej, co z kolei wynika ze wzrostu podatności urządzenia pomiarowego na wpływy czynników określających warunki wymiany z otoczeniem ciepła Joule’a wytwarzanego w nadmiarze na skutek wzrostu natężenia prądu w układzie mostka niezrównoważonego. W przypadku Chojnic oba te czynniki w okresie 8 miesięcy (luty-październik 2017 r.) deformują stopniowo rozkłady chmur wartości  $r_s$ , doprowadzając do sytuacji, w której urządzenie quasi-wiarygodne ( $-0,1^{\circ}\text{C}$ ) w lutym zaczyna już w październiku zawyżać wartości temperatury o  $0,2^{\circ}\text{C}$ . Tempo zmian wynosi zatem  $+0,32^{\circ}\text{C}/\text{rok}$ .

Ocena fazy rozwoju zjawiska samopodgrzewania czujnika termometrycznego prądem pomiarowym o wartości większej od wartości konstrukcyjnej może być określona stopniem skupienia wartości  $r_s$  wokół linii tendencji. Skupiony rozkład świadczy o braku wpływu zmiennych niezależnych  $T_a$ ,  $V$ ,  $RH$  i  $p$ , co oznacza, że proces wymiany z otoczeniem ciepła Joule’a wytwarzanego w czujniku dochodzi do skutku na poziomie pomijalnie małym, nieistotnym dla pomiaru wartości  $T_a$ . Rosnący rozrzut rozkładu wartości  $r_s$  jednoznacznie świadczy o wzroście udziału również innych składowych zmiennych niezależnych w sumie  $r_s$ . Zaawansowaną fazę rozwoju zjawiska samopodgrzewania potwierdziłaby postać nieliniowa tendencji, która znacznie wzrasta wraz z nieliniowym wzrostem ciepła Joule’a określonego iloczynem  $I^2 \cdot R$ .

Tabela V.31. Charakterystyka tendencji liniowej  $r_{32}(T_a - T_w) = f(T_a)$ 

	Równanie tendencji	$R^2$	$R$	Czujnik
lipiec 15	$y = -0,0015 \cdot T_a + 0,0857$	$R^2 = 0,242$	0,4919	A
wrzesień 15	$y = 0,0008 \cdot T_a + 0,0869$	$R^2 = 0,006$	0,0775	A
luty 17	$y = 0,0016 \cdot T_a - 0,1105$	$R^2 = 0,32$	0,5657	D
czerwiec 17	$y = 0,0009 \cdot T_a - 0,0458$	$R^2 = 0,05582$	0,2363	D
październik 17	$y = 0,0068 \cdot T_a - 0,0284$	$R^2 = 0,763$	0,8735	D
luty 18	$y = -0,0006 \cdot T_a - 0,0715$	$R^2 = 0,046$	0,2145	E

Tabela V.32. Kontrola jakości danych dla zbiorów ze stacji Chojnice

	Asymetria				Błędy grube		
	Max	Klasa	Błąd stand.	Istotność $F$	Dopuszczalna różnica	Szereg surowy	Skorygowane
lipiec 15	1,9084	0,1	0,2077	4,16E-02	0,7	8	5
wrzesień 15	1,9718	0,2	0,1626	39,954	0,5	12	7
luty 17	1,1416	-0,1	0,0975	2,20E-02	0,5	42	27
czerwiec 17	2,7778	0,1	0,1995	5,81E-01	2,0	0	0
październik 17	1,2113	0,1	0,1250	6,08E-05	0,5	8	7
luty 18	1,4903	-0,1	0,1316	3,79E-01	0,5	2	1

UWAGA: możliwą przyczyną asymetrii reszt  $>2\%$  w czerwcu 2017 r. jest nieliniowość związków, z którego powstały szczytkowe wartości nieskompensowane korektą lub duża szybkość wzrostu  $b = f(t)$

Tabela V.33. Chojnice – zestawienie wyników regresji  $(T_a - T_w)_{rzecz}$ .

	$N$	$a(T)$	$a(V)$	$a(RH)$	$a(p)$	$a(t')$	$b$	$R^2$	$R$
lipiec 15	233	-0,0013	0,0051	0,0003	-0,0002	-0,0025	0,3430	0,0083	0,0910
wrzesień 15	355	-0,0161	-0,0129	-0,0049	-0,0052	0,0025	5,9069	0,0642	0,2533
luty 17	657	0,0018	-0,0010	-0,0010	-0,0001	-0,0001	0,0845	0,0200	0,1413
czerwiec 17	720	-0,0010	0,0056	-0,0006	-0,0012	-0,0002	1,3142	0,0053	0,0726
październik 17	743	0,0074	-0,0061	-0,0004	-0,0013	-0,0005	1,3333	0,0357	0,1890
luty 18	671	-0,0011	-0,0052	-0,0009	-0,0014	0,0003	1,4375	0,0079	0,0891

Tabela V.34. Wartości pomiarów min i max w zbiorze obliczeniowym

	$T$		$V$		$RH$		$p$		$t'$		$T_{Rw} - 40$	
	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max
lipiec 15	7,84	26,48	0	9,30	30,27	96,24	981,6	999,40	14,042	28,92	-0,07	-0,03
wrzesień 15	6,00	32,18	0	10,62	29,35	98,01	983	1008,41	0	14,96	-0,07	-0,02
luty 17	-10,90	9,97	0	10,13	42,56	98,94	962,6	1019,41	0,0764	27,99	0,01	0,05
czerwiec 17	5,74	26,47	0	9,93	32,02	98,71	969,5	1002,86	0,0347	29,99	-0,02	0,02
październik 17	-0,12	20,27	0	9,29	53,23	99,69	955	1005,21	0,0347	30,99	0,00	0,04
luty 18	-17,01	5,73	0	8,88	43,82	98,87	975,4	1012,31	0,0347	27,99	0,03	0,07

Ocena wiarygodności urządzenia termometrycznego musi być oparta na kryteriach WIGOS, tj. na dopuszczalnej różnicy pomiarów porównawczych  $\pm 0,2^{\circ}\text{C}$ , co oznacza tolerancję błędów przypadkowych o tej wartości, a nie błędów systematycznych nieznanymi. Autor, na zasadzie analogii do standardowych termometrów stacyjnych, ręciowych, dopuszcza możliwość wystąpienia czystego dryfu zera w ciągu roku rzędu  $0,1^{\circ}\text{C}$ .

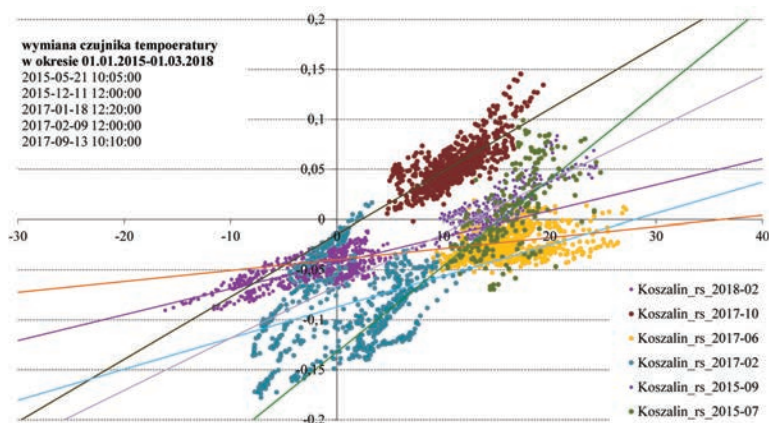
Opierając się na tym przyczynku można z przybliżeniem wystarczającym dla praktyki stwierdzić, że urządzenie termometryczne stacji Chojnice działało quasi-wiarygodnie w okresie od lutego do kwietnia 2017 r. Po tym okresie pomiary temperatury o wartości większej od około  $6^{\circ}\text{C}$  są niewiarygodne. Główną przyczyną są zmiany zachodzące w zasilaczu i układzie pomiarowym.

## 4.2. Koszalin

Porównywalność charakterystyk – w zestawie charakterystyk stacji Koszalin charakterystyki pozyskane w 2017 r. są nieporównywalne.

Położenie charakterystyki roboczej urządzenia pomiarowego względem charakterystyki naleźnej – wszystkie charakterystyki są odkształcone względem charakterystyki naleźnej w stopniu znaczącym ( $-0,2 \leq r_s \leq +0,12$ ).

Zmiany charakterystyki roboczej (dryfu i mikrozmienności) – rozkłady wartości  $r_s$  układają się w sąsiedztwie linii tendencji, co świadczy o włączaniu różnych czujników o sprawdzonych charakterystykach do układu termometrycznego o wadliwym zasilaniu. Zarejestrowane zależności błędów systematycznych od temperatury



Rys. V.25. Charakterystyki miesięczne  $r_{s2}(T_a - T_w) = f(T_a)$  w Koszalinie z lat 2015-2018

Tabela V.35. Charakterystyka tendencji liniowej  $r_{32}(T_a - T_w) = f(T_a)$ 

	Równanie tendencji	$R^2$	$R$	Czujnik
lipiec 15	$y = 0,0086 \cdot T_a - 0,1321$	$R^2 = 0,421$	0,648845128	B
wrzesień 15	$y = 0,0056 \cdot T_a - 0,0717$	$R^2 = 0,698$	0,835463943	B
luty 17	$y = 0,0031 \cdot T_a - 0,0872$	$R^2 = 0,112$	0,334664	G/H
czerwiec 17	$y = 0,0026 \cdot T_a - 0,07$	$R^2 = 0,15788$	0,397341	H
październik 17	$y = 0,0062 \cdot T_a - 0,0145$	$R^2 = 0,596$	0,77201	I
luty 18	$y = 0,0026 \cdot T_a - 0,043$	$R^2 = 0,476$	0,689928	I

Tabela V.36. Kontrola jakości danych dla zbiorów ze stacji Koszalin

	Asymetria				Błędy grube		
	Max	Klasa	Błąd stand.	Istotność $F$	Dopuszczalna różnica	Szereg surowy	Skorygowane
lipiec 15	1,3825	-0,1000	0,1027	4,91E-06	0,3	13	5
wrzesień 15	1,7134	0,2000	0,1432	4,00E+01	0,7	20	5
luty 17	0,3799	-0,2000	0,0885	1,67E-29	0,3	33	18
czerwiec 17	1,6129	0,1000	0,1489	1,16E-02	0,5	10	6
październik 17	1,9515	0,1000	0,1137	4,99E-05	0,5	6	5
luty 18	0,5970	0,1000	0,1048	1,60E-02	0,5	3	1

Tabela V.37. Koszalin – zestawienie wyników regresji  $(T_a - T_w)_{rzecz.}$ 

	$N$	$a(T)$	$a(V)$	$a(RH)$	$a(p)$	$a(t')$	$b$	$R^2$	$R$
lipiec 15	217	0,0009	0,0137	-0,0018	0,0030	-0,0009	-2,8946	0,1415	0,3762
wrzesień 15	321	0,0017	-0,0030	-0,0014	-0,0009	-0,0009	1,0031	0,0237	0,1539
luty 17	658	0,0044	-0,0035	-0,0011	-0,0025	-0,0054	2,6348	0,1988	0,4459
czerwiec 17	713	0,0032	0,0055	0,0007	-0,0022	-0,0006	2,0251	0,0206	0,1435
październik 17	743	0,0076	-0,0064	-0,0015	-0,0007	0,0003	0,8383	0,0363	0,1905
luty 18	670	0,0042	-0,0036	-0,0004	0,0008	0,0002	-0,8168	0,0207	0,1439

Tabela V.38. Wartości pomiarów min i max w zbiorze obliczeniowym

	$T$		$V$		$RH$		$p$		$t'$		$T_{Rw} - 40$	
	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max
lipiec 15	10,38	24,78	0,72	8,08	47,32	94,00	995,94	1015,00	14	28,58	-0,03	-0,01
wrzesień 15	7,11	24,40	0	9,01	39,42	96,66	997,01	1024,89	0	13,96	-0,03	0,00
luty 17	-7,90	12,49	0	10,11	25,91	99,79	977,19	1037,02	0	27,99	0,03	0,07
czerwiec 17	8,84	27,16	0	10,19	33,74	98,24	984,98	1019,53	0,0347	29,99	0,02	0,05
październik 17	4,73	19,39	0	10,79	49,55	99,07	971,53	1021,52	0,0347	30,99	0,04	0,07
luty 18	-16,15	5,02	0	6,46	35,42	97,24	990,95	1030,05	0,0347	27,99	0,06	0,09

pracy czujnika termometrycznego, lecz w podobnym stopniu zaczynają zależeć od zmiennych fizycznych uczestniczących w kształtowaniu warunków wymiany ciepła z otoczeniem nadmiernego ciepła Joule'a.

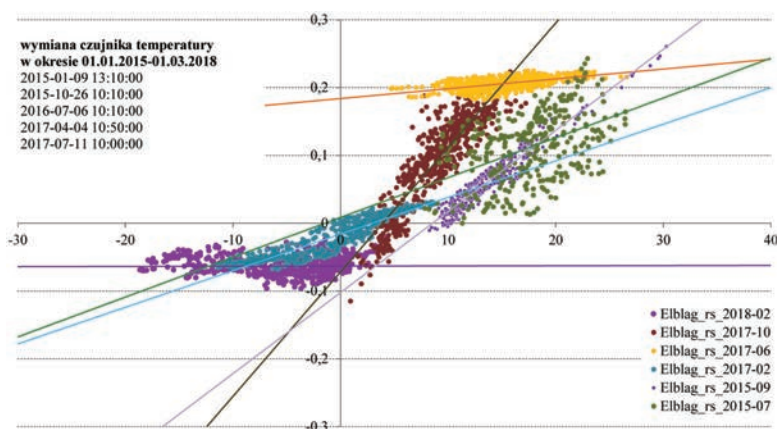
Ocena wiarygodności – wszystkie wartości temperatury zmierzone poza przedziałem  $(-0,05 \leq r_s \leq +0,05^\circ\text{C})$  są niewiarygodne.

### 4.3. Elbląg-Milejewo

Porównywalność charakterystyk – w zestawie charakterystyk stacji Elbląg mogą być porównywalne charakterystyki z czujnika A z roku 2015 oraz z czujnika E (październik 2017 z lutym 2018). Pozostałe charakterystyki pochodzą z różnych czujników termometrycznych.

Położenie charakterystyki roboczej urządzenia pomiarowego względem charakterystyki należnej – wszystkie charakterystyki są odkształcone w różnym stopniu od charakterystyki należnej.

Zmiany charakterystyki roboczej (dryfu i mikrozmienności) – w zarejestrowanych miesiącach nie zmieniają znacząco charakteru rozkładu chmur wartości  $r_s$ . Wszystkie układają się w bliskim sąsiedztwie linii tendencji, co świadczy o nieznacznym wpływie fluktuacji zmiennych niezależnych  $V$ ,  $RH$  i  $p$ . Zatem zarejestrowane zależności błędów systematycznych od temperatury są w głównej mierze skutkiem zawyżania temperatury pracy czujnika termometrycznego przez zjawisko samopodgrzewania, które z kolei jest skutkiem wadliwej pracy zasilacza niezrównoważonego mostka pomiarowego.



Rys. V.26. Charakterystyki miesięczne  $r_{s2}(T_a - T_w) = f(T_a)$  w Elblągu-Milejewie z lat 2015-2018

Tabela V.39. Charakterystyka tendencji liniowej  $r_{s2}(T_a - T_w) = f(T_a)$ 

	Równanie tendencji	$R^2$	$R$	Czujnik
lipiec 15	$y = 0,0287 \cdot T_a - 0,3698$	$R^2 = 0,795$	0,891627725	A
wrzesień 15	$y = 0,012 \cdot T_a - 0,1023$	$R^2 = 0,925$	0,961769	A
luty 17	$y = 0,0054 \cdot T_a - 0,0161$	$R^2 = 0,84$	0,916515	C
czerwiec 17	$y = 0,0014 \cdot T_a + 0,1837$	$R^2 = 0,35018$	0,59176	D
październik 17	$y = 0,0183 \cdot T_a - 0,0719$	$R^2 = 0,815$	0,902774	E
luty 18	$y = 2,62E - 0,5 \cdot T_a - 0,0633$	$R^2 = 0$	0	E

Tabela V.40. Kontrola jakości danych dla zbiorów ze stacji Elbląg-Milejewo

	Asymetria				Błędy grube		
	Max	Klasa	Błąd stand.	Istotność $F$	Dopuszczalna różnica	Szereg surowy	Skorygowane
lipiec 15	0,5634	0,2000	0,1175	1,42E-41	0,5	5	3
wrzesień 15	1,9403	0,1000	0,1063	6,00E+01	0,5	2	1
luty 17	0,5961	-0,1000	0,0709	5,91E-21	0,3	1	0
czerwiec 17	0,4888	0,1000	0,0979	3,85E-01	0,5	4	2
październik 17	1,4120	0,1000	0,0949	2,47E-47	0,5	5	4
luty 18	1,7216	-0,1000	0,0850	4,01E-03	0,3	13	8

Tabela V.41. Elbląg-Milejewo – zestawienie wyników regresji  $(T_a - T_w)_{zecz.}$ 

	$N$	$a(T)$	$a(V)$	$a(RH)$	$a(p)$	$a(t')$	$b$	$R^2$	$R$
lipiec 15	355	0,0226	-0,0008	-0,0022	0,0003	-0,0075	-0,2231	0,4372	0,6612
wrzesień 15	335	0,0106	-0,0039	-0,0005	0,0008	-0,0013	-0,8354	0,1532	0,3914
luty 17	671	0,0032	0,0025	-0,0003	-0,0002	0,0013	0,1764	0,1451	0,3810
czerwiec 17	716	0,0005	-0,0010	-0,0003	0,0006	0,0009	-0,3593	0,0074	0,0858
październik 17	602	0,0162	-0,0110	0,0004	-0,0021	-0,0019	2,0656	0,3176	0,5636
luty 18	668	-0,0004	0,0036	-0,0005	-0,0020	0,0012	1,9379	0,0257	0,1603

Tabela V.42. Wartości pomiarów min i max w zbiorze obliczeniowym

	$T$		$V$		$RH$		$p$		$t'$		$T_{Rw} - 40$	
	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max
lipiec 15	9,85	24,30	0,847	9,16	43,88	98,32	978,37	995,55	14	28,96	-0,02	0,01
wrzesień 15	8,25	30,28	0,659	9,99	45,11	98,55	980,2	1007,25	0	13,96	-0,02	0,02
luty 17	-11,41	8,90	0,768	11,18	42,08	100,16	958,97	1016,95	0	27,96	0,06	0,09
czerwiec 17	4,68	26,60	0,405	11,23	34,03	98,98	967,19	999,31	0	29,96	0,03	0,07
październik 17	0,92	17,95	0,833	12,32	51,53	99,94	950,23	1003,59	0,125	30,92	0,06	0,08
luty 18	-18,63	4,24	0,434	9,95	38,33	98,51	972,31	1008,86	0	27,96	0,08	0,12



Ocena wiarygodności – z wyjątkiem charakterystyki z lutego 2017 r. wszystkie pozostałe wartości temperatury są w różnych częściach, a nawet całkowicie (czerwiec 2017  $r_s \geq 0,2^\circ\text{C}$ ) niewiarygodne, z wyjątkiem charakterystyki z lutego 2018 r., która jest równoległa do należytnej, lecz przesunięta o wartość  $-0,06^\circ\text{C}$ .

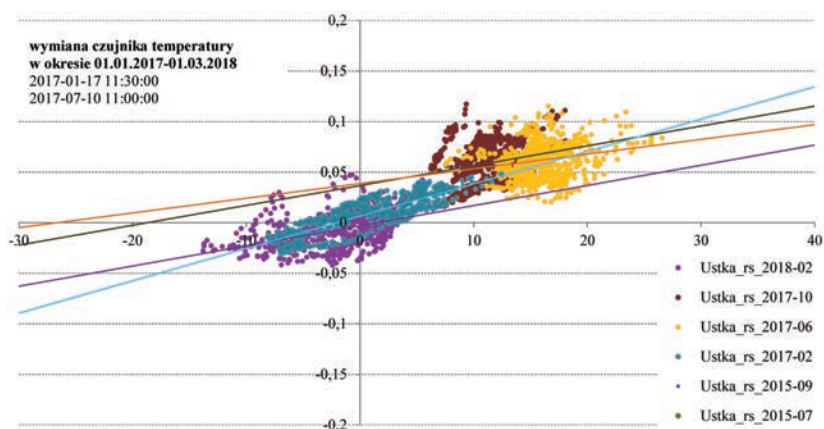
UWAGA: na przykładzie stacji Elbląg-Milejewo widać, że sam fakt wymiany czujnika na nowy, ze „świeżym” świadectwem, nie przywraca urządzeniu termometrycznemu wiarygodności pomiarów, ponieważ przyczyną deformacji charakterystyk są zmiany zachodzące w niewymienionym układzie pomiarowym i zasilaczu, których nie można skompensować wymianą czujnika termometrycznego.

#### 4.4. Ustka

Porównywalność charakterystyk – w zestawie charakterystyk stacji Ustka mogą być porównywalne charakterystyki z czujnika B (luty z czerwcem 2017 r.) oraz z czujnika C (październik 2017 r. z lutym 2018 r.).

Położenie charakterystyki roboczej urządzenia pomiarowego względem charakterystyki należytnej – wszystkie charakterystyki są odkształcone w stopniu nieznacznym ( $-0,15 \leq r_s \leq +0,1$ ).

Zmiany charakterystyki roboczej (dryfu i mikrozmienności) – rozkłady chmur wartości  $r_s$  układają się w bliskim sąsiedztwie linii tendencji, co świadczy o nieznacznym wpływie zmiennych niezależnych  $V$ ,  $RH$ ,  $p$ . Jest to pierwsza faza rozwoju zjawiska samopodgrzewania czujnika termometrycznego.



Rys. V.27. Charakterystyki miesięczne  $r_{s2}(T_a - T_w) = f(T_a)$  w Ustce z lat 2017-2018

Tabela V.43. Charakterystyka tendencji liniowej  $r_{s2}(T_a - T_w) = f(T_a)$ 

	Równanie tendencji	$R^2$	$R$	Czujnik
luty 17	$y = 0,0032 \cdot T_a + 0,0065$	$R^2 = 0,664$	0,814861951	B
czerwiec 17	$y = 0,0015 \cdot T_a + 0,0387$	$R^2 = 0,04713$	0,217094449	B
październik 17	$y = 0,002 \cdot T_a + 0,0367$	$R^2 = 0,057$	0,238746728	C
luty 18	$y = 0,002 \cdot T_a - 0,003$	$R^2 = 0,202$	0,449444101	C

Tabela V.44. Kontrola jakości danych dla zbiorów ze stacji Ustka

	Asymetria				Błędy grube		
	Max	Klasa	Błąd stand.	Istotność $F$	Dopuszczalna różnica	Szereg surowy	Skorygowane
luty 17	0,9804	0,2000	0,1018	1,02E-03	0,5	5	3
czerwiec 17	1,5320	0,2000	0,1510	8,31E-02	0,7	8	6
październik 17	2,4899	0,2000	0,1440	2,94E-02	0,7	4	4
luty 18	2,6677	0,1000	0,1050	4,29E-03	0,3	41	24

Uwaga: możliwą przyczyną asymetrii reszt >2% we wszystkich zbiorach danych (poza wrześniem 2017 r.) jest nieliniowość związków, z którego powstały szczytkowe wartości nieskompensowane korektą

Tabela V.45. Ustka – zestawienie wyników regresji  $(T_a - T_w)_{rzec.}$ 

	$N$	$a(T)$	$a(V)$	$a(RH)$	$a(p)$	$a(t')$	$b$	$R^2$	$R$
luty 17	663	0,0025	0,0001	-0,0004	-0,0008	-0,0010	0,9010	0,0306	0,1750
czerwiec 17	718	-0,0028	0,0016	-0,0015	-0,0016	0,0006	1,8364	0,0136	0,1164
październik 17	743	0,0034	0,0014	-0,0010	-0,0011	-0,0004	1,2195	0,0167	0,1292
luty 18	656	0,0008	0,0035	-0,0010	-0,0010	0,0003	1,0951	0,0259	0,1610

Tabela V.46. Wartości pomiarów min i max w zbiorze obliczeniowym

	$T$		$V$		$RH$		$p$		$t'$		$T_{Rw} - 40$	
	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max
luty 17	-8,16	12,50	0	17,46	31,28	99,02	979,7	1040,57	0,0347	27,99	-0,09	-0,07
czerwiec 17	7,50	26,56	0	12,41	27,61	96,32	988,2	1021,94	0,0347	29,99	-0,09	-0,07
październik 17	6,22	18,06	0	21,21	45,09	97,84	973,2	1024,29	0,0347	30,99	-0,09	-0,07
luty 18	-13,80	6,40	0	16,56	41,87	95,83	992,9	1033,42	0	27,99	-0,08	-0,07

Ocena wiarygodności – urządzenie termometryczne mierzyło temperaturę w całym zakresie jej zmienności z błędem systematycznym  $r_s < 0,1^\circ\text{C}$ , z wyjątkiem kilku pomiarów. Może być uznane za quasi-wiarygodne.

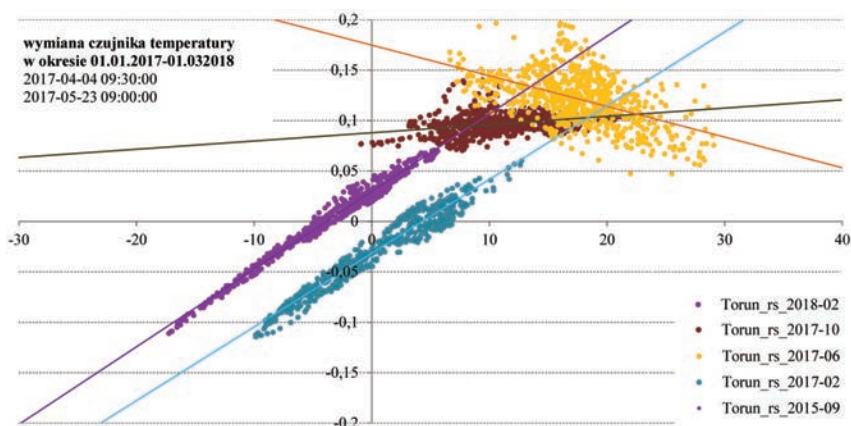
## 4.5. Toruń

Porównywalność charakterystyk – w zestawie charakterystyk stacji Ustka mogą być porównywalne charakterystyki z czujnika C (czerwiec, październik 2017 r. oraz luty 2018 r.).

Położenie charakterystyki roboczej urządzenia pomiarowego względem charakterystyki należnej – wszystkie charakterystyki są odkształcone w różnym stopniu od charakterystyki należnej.

Zmiany charakterystyki roboczej (dryfu i mikrozmienności) – w zarejestrowanych miesiącach zmieniają charakter rozkładu chmury wartości  $r_s$  wokół wyznaczonej linii tendencji. Świadczy to o wzroście wpływu fluktuacji zmierzonych niezależnych  $V$ ,  $RH$  i  $p$ . Zatem zarejestrowane zależności błędów systematycznych zaczynają zależeć nie tylko od wartości nadmiernego ciepła Joule'a wydzielanego w czujniku w wyniku zjawiska samopodgrzewania, ale i od zmiennych fizycznych uczestniczących w kształtowaniu warunków wymiany z otoczeniem tego nadmiernego ciepła. Prawdopodobnymi przyczynami zmiany znaku przy współczynniku regresji w równaniu tendencji liniowej, w miesiącach VI i X 2017, mogą być: zależność sezonowa wartości  $a_T$  w równaniu regresji układu pomiarowego (analiza układu  $T_{Rw} - 40$ ), powstanie różnicy tempa starzenia między układem pomiarowym a zasilaczem itp.

Ocena wiarygodności – urządzenie termometryczne na stacji Toruń utraciło wiarygodność. Pomiary temperatury o wartości większej od około  $4^\circ\text{C}$  są niewiarygodne ( $r_s \geq 0,1^\circ\text{C}$ ). Główną tego przyczyną są zmiany zachodzące w zasilaczu i układzie pomiarowym.



Rys. V.28. Charakterystyki miesięczne  $r_{s2}(T_a - T_w) = f(T_a)$  w Toruniu z lat 2017-2018

Tabela V.47. Charakterystyka tendencji liniowej  $r_{32}(T_a - T_w) = f(T_a)$ 

	Równanie tendencji	$R^2$	$R$	Czujnik
luty 17	$y = 0,0072 \cdot T_a - 0,0315$	$R^2 = 0,951$	0,975192289	A
czerwiec 17	$y = -0,003 \cdot T_a + 0,1748$	$R^2 = 0,25465$	0,504628576	C
październik 17	$y = 0,0008 \cdot T_a + 0,0879$	$R^2 = 0,08$	0,282842712	C
luty 18	$y = 0,0077 \cdot T_a + 0,0297$	$R^2 = 0,983$	0,991463565	C

Tabela V.48. Kontrola jakości danych dla zbiorów ze stacji Toruń

	Asymetria				Błędy grube		
	Max	Klasa	Błąd stand.	Istotność $F$	Dopuszczalna różnica	Szereg surowy	Skorygowane
luty 17	1,4222	-0,1000	0,0824	3,34E-27	0,3	8	4
czerwiec 17	1,2517	0,2000	0,1331	8,16E-05	0,5	5	4
październik 17	0,8174	0,1000	0,0888	8,80E-02	0,3	24	18
luty 18	1,8657	-0,1000	0,0932	9,52E-20	0,3	7	5

Tabela V.49. Toruń – zestawienie wyników regresji  $(T_a - T_w)_{rzecz}$ .

	$N$	$a(T)$	$a(V)$	$a(RH)$	$a(p)$	$a(t')$	$b$	$R^2$	$R$
luty 17	668	0,0098	0,0014	0,0006	0,0009	-0,0004	-1,0327	0,1829	0,4277
czerwiec 17	719	-0,0076	0,0167	-0,0007	-0,0006	0,0012	0,8529	0,0360	0,1898
październik 17	734	0,0015	-0,0045	0,0000	-0,0013	-0,0001	1,4105	0,0130	0,1142
luty 18	670	0,0077	0,0002	-0,0003	0,0006	-0,0008	-0,5178	0,1380	0,3714

Tabela V.50. Wartości pomiarów min i max w zbiorze obliczeniowym

	$T$		$V$		$RH$		$p$		$t'$		$T_{Rw} - 40$	
	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max
luty 17	-9,87	12,73	0	6,23	38,13	99,05	976,5	1032,15	0,0347	27,99	-0,08	-0,05
czerwiec 17	6,64	29,07	0	6,05	23,41	97,96	982,1	1014,41	0,0347	29,95	-0,06	-0,04
październik 17	-0,92	21,46	0	8,04	43,79	99,05	967,1	1017,32	0,0347	30,99	-0,06	-0,05
luty 18	-17,26	5,60	0	5,12	46,76	97,25	988,9	1024,11	0,0347	27,99	-0,07	-0,05

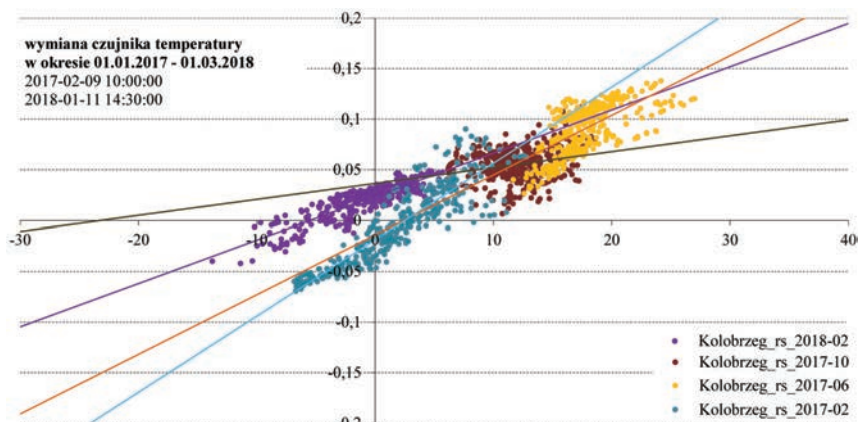
## 4.6. Kołobrzeg

Porównywalność charakterystyk – w zestawie charakterystyk stacji Kołobrzeg mogą być porównywalne charakterystyki z czujnika B (czerwiec, październik 2017 r).

Położenie charakterystyki roboczej urządzenia pomiarowego względem charakterystyki naleźnej – wszystkie charakterystyki są odkształcone w stopniu nieznacznym ( $r_s \leq 0,1^\circ\text{C}$ ).

Zmiany charakterystyki roboczej (dryfu i mikrozmienności) – rozkłady chmur wartości  $r_s$  układają się w bliskim sąsiedztwie linii tendencji, co świadczy o nieznacznym wpływie zmiennych niezależnych  $V$ ,  $RH$ , i  $p$ . Zarejestrowane zależności błędów systematycznych od temperatury są w głównej mierze skutkiem zawiązania temperatury pracy czujnika termometrycznego przez zjawisko samopodgrzewania, które jest skutkiem wadliwej pracy zasilacza nierównoważonego mostka pomiarowego.

Ocena wiarygodności: urządzenie termometryczne na stacji Kołobrzeg mierzyło temperaturę z błędem systematycznym w dużej części szeregu czasowego  $\leq 0,1^\circ\text{C}$ . Pozyskane dane mogą być uznane za quasi-wiarygodne.



Rys. V.29. Charakterystyki miesięczne  $r_{s2}(T_a - T_w) = f(T_a)$  w Kołobrzegu z lat 2017-2018

Tabela V.51. Charakterystyka tendencji liniowej  $r_{s2}(T_a - T_w) = f(T_a)$ 

	Równanie tendencji	$R^2$	$R$	Czujnik
luty 17	$y = 0,0075 \cdot T_a - 0,0188$	$R^2 = 0,82$	0,905538514	A/B
czerwiec 17	$y = 0,0059 \cdot T_a - 0,014$	$R^2 = 0,42937$	0,655263306	B
październik 17	$y = 0,0016 \cdot T_a + 0,0365$	$R^2 = 0,063$	0,250998008	B
luty 18	$y = 0,0043 \cdot T_a + 0,0237$	$R^2 = 0,759$	0,871206061	C

Tabela V.52. Kontrola jakości danych dla zbiorów ze stacji Kołobrzeg

	Asymetria				Błędy grube		
	Max	Klasa	Błąd stand.	Istotność $F$	Dopuszczalna różnica	Szereg surowy	Skorygowane
luty 17	0,8310	-0,1000	0,0913	2,29E-11	0,3	8	5
czerwiec 17	1,5504	-0,2000	0,1152	5,03E-03	0,5	1	1
październik 17	0,9975	0,1000	0,0850	1,52E-02	0,3	8	6
luty 18	1,5152	0,1000	0,0926	2,85E-02	0,3	2	1

Tabela V.53. Kołobrzeg – zestawienie wyników regresji  $(T_a - T_w)_{rzecz}$ 

	$N$	$a(T)$	$a(V)$	$a(RH)$	$a(p)$	$a(t')$	$b$	$R^2$	$R$
luty 17	361	0,0037	-0,0084	0,0000	-0,0014	0,0016	1,4344	0,1518	0,3896
czerwiec 17	387	0,0043	-0,0033	-0,0001	0,0008	0,0024	-0,8034	0,0428	0,2069
październik 17	401	0,0024	-0,0123	-0,0012	-0,0010	-0,0002	1,2007	0,0348	0,1867
luty 18	361	0,0037	-0,0084	0,0000	-0,0014	0,0016	1,4344	0,1518	0,3896

Tabela V.54. Wartości pomiarów min i max w zbiorze obliczeniowym

	$T$		$V$		$RH$		$p$		$t'$		$T_{Rw} - 40$	
	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max
luty 17	-6,86	12,77	0,384	7,94	26,04	97,93	984,98	1040,98	0,25	27,75	0,01	0,01
czerwiec 17	11,66	26,99	0,50	6,86	36,89	97,09	989,50	1023,36	0,25	29,75	0,01	0,02
październik 17	6,05	18,55	0,371	7,62	49,71	97,75	975,956	1024,93	0,25	30,75	0,01	0,02
luty 18	-13,77	5,67	0,309	5,52	35,58	97,58	995,963	1033,71	0,25	27,75	0,01	0,02

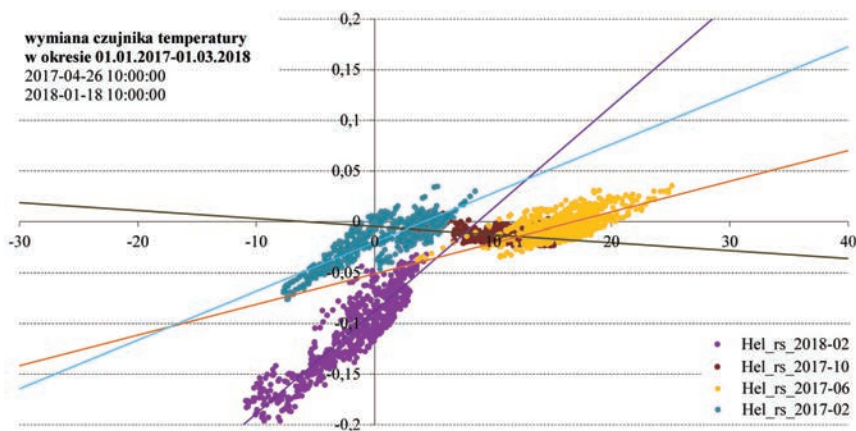
## 4.7. Hel

Porównywalność charakterystyk – w zestawie charakterystyk stacji Hel mogą być porównywalne charakterystyki z czujnika D (czerwiec, październik 2017 r.).

Położenie charakterystyki roboczej urządzenia pomiarowego względem charakterystyki naleźnej – obie charakterystyki są odkształcone nieznacznie od charakterystyki naleźnej ( $r_s \leq 0,05^\circ\text{C}$ ).

Zmiany charakterystyki roboczej (dryfu i mikrozmienności) – zarejestrowane odkształcenia charakterystyki są skutkiem zjawiska samopodgrzewania czujnika termometrycznego w pierwszej fazie odkształceń.

Ocena wiarygodności – pierwsze odkształcenia systematyczne charakterystyki roboczej są w charakterystykach B tak małe, że mogą być uznane za nieistotne. Urządzenie termometryczne może być uznane za wiarygodne.



Rys. V.30. Charakterystyki miesięczne  $r_{s2}(T_a - T_w) = f(T_a)$  w Helu z lat 2017-2018

Tabela V.55. Charakterystyka tendencji liniowej  $r_{32}(T_a - T_w) = f(T_a)$ 

	Równanie tendencji	$R^2$	$R$	Czujnik
luty 17	$y = 0,0048 \cdot T_a - 0,02$	$R^2 = 0,711$	0,843208159	C
czerwiec 17	$y = 0,003 \cdot T_a - 0,0509$	$R^2 = 0,46876$	0,6846605	D
październik 17	$y = -0,0008 \cdot T_a - 0,0047$	$R^2 = 0,104$	0,32249031	D
luty 18	$y = 0,0101 \cdot T_a - 0,088$	$R^2 = 0,834$	0,913236005	E

Tabela V.56. Kontrola jakości danych dla zbiorów ze stacji Hel

	Asymetria				Błędy grube		
	Max	Klasa	Błąd stand.	Istotność $F$	Dopuszczalna różnica	Szereg surowy	Skorygowane
luty 17	1,1177	0,1000	0,0736	5,84E-11	0,3	6	5
czerwiec 17	1,4205	0,1000	0,1042	5,07E-02	0,3	31	15
październik 17	1,6506	0,1000	0,0738	4,18E-01	0,3	7	5
luty 18	1,7088	-0,1000	0,1107	1,24E-16	0,7	1	1

Tabela V.57. Hel – zestawienie wyników regresji  $(T_a - T_w)_{rzecz.}$ 

	$N$	$a(T)$	$a(V)$	$a(RH)$	$a(p)$	$a(t')$	$b$	$R^2$	$R$
luty 17	671	0,0079	-0,0030	-0,0004	0,0001	-0,0015	-0,0380	0,0816	0,2856
czerwiec 17	704	0,0027	0,0003	-0,0007	-0,0004	-0,0008	0,3779	0,0157	0,1251
październik 17	727	-0,0007	-0,0008	-0,0007	0,0001	0,0001	-0,0452	0,0069	0,0829
luty 18	673	0,0091	0,0094	-0,0004	-0,0006	-0,0007	0,5525	0,1180	0,3436

Tabela V.58. Wartości pomiarów min i max w zbiorze obliczeniowym

	$T$		$V$		$RH$		$p$		$t'$		$T_{Rw} - 40$	
	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max
luty 17	-7,72	8,48	0,455	11,44	54,69	98,07	980,36	1041,48	0,0347	27,99	-0,01	0,02
czerwiec 17	3,57	25,10	0,512	9,89	48,45	95,34	988,36	1021,81	0,0417	29,96	0,00	0,05
październik 17	2,83	17,36	1,241	11,35	58,41	96,75	972,06	1025,93	0	30,33	0,00	0,02
luty 18	-10,90	5,45	0,466	8,80	56,72	97,52	993,66	1033,59	0	27,99	-0,01	0,02



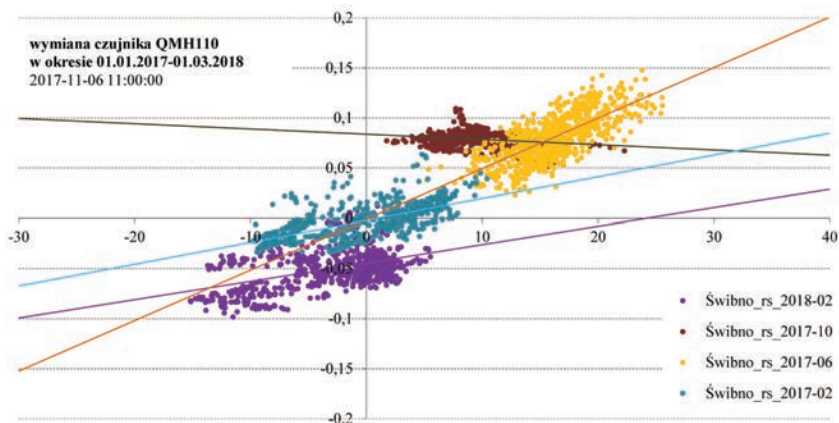
## 4.8. Gdańsk-Świbno

Porównywalność charakterystyk – w zestawie charakterystyk stacji Hel mogą być porównywalne charakterystyki z czujnika A (luty, czerwiec, październik 2017 r.).

Położenie charakterystyki roboczej urządzenia pomiarowego względem charakterystyki należnej – charakterystyka z lutego 2017 r. wykazuje odchylenie istotne dla praktyki. Charakterystyki z miesięcy II, VI i X 2018 r. wykazują większe odchylenie spowodowane wzrostem wpływu składowej cząstkowej ( $a_T$ ). Wpływ innych zmiennych niezależnych ( $V$ ,  $RH$ ,  $p$ ) jest pomijalnie mały. Skupienie chmur  $r_s$  wokół linii tendencji – duże.

Zmiany charakterystyki roboczej (dryfu i mikrozmienności) – tendencje i rozproszenie chmur wartości  $r_s$  przemawiają za I fazą rozwoju zjawiska mikrozmienności. Znaczący dryf pojawia się w charakterystyce października.

Ocena wiarygodności – w lutym urządzenie termometryczne mierzyło temperaturę z błędem systematycznym pomijalnie małym, zaś w czerwcu i październiku z błędami  $r_s > 0,1^\circ\text{C}$ , tzn. wchodziło w fazę utraty wiarygodności wskazań.



Rys. V.31. Charakterystyki miesięczne  $r_{s2}(T_a - T_w) = f(T_a)$  w Gdańsku-Świbnie z lat 2017-2018

Tabela V.59. Charakterystyka tendencji liniowej  $r_{32}(T_a - T_w) = f(T_a)$ 

	Równanie tendencji	$R^2$	$R$	Czujnik
luty 17	$y = 0,0022 \cdot T_a - 0,0021$	$R^2 = 0,385$	0,620483682	A
czerwiec 17	$y = 0,005 \cdot T_a - 0,001$	$R^2 = 0,53727$	0,732987039	A
październik 17	$y = -0,0005 \cdot T_a + 0,0838$	$R^2 = 0,056$	0,236643191	A
luty 18	$y = 0,0018 \cdot T_a - 0,0444$	$R^2 = 0,202$	0,449444101	B

Tabela V.60. Kontrola jakości danych dla zbiorów ze stacji Gdańsk-Świbno

	Asymetria				Błędy grube		
	Max	Klasa	Błąd stand.	Istotność $F$	Dopuszczalna różnica	Szereg surowy	Skorygowane
luty 17	1,0236	0,1000	0,0962	1,48E-03	0,5	21	6
czerwiec 17	4,0278	0,1000	0,1536	5,14E-03	2,0	1	0
październik 17	1,8843	0,1000	0,1344	8,60E-01	0,7	4	2
luty 18	1,1211	-0,1000	0,1200	4,21E-03	0,5	6	2

UWAGA: możliwą przyczyną asymetrii reszt  $>2\%$  we wszystkich zbiorach danych (poza wrześniem 2017 r.) jest nieliniowość związków, która jest dominującą przyczyną powstawania szczytkowych wartości reszt nieskompensowanych korektą, lub duża szybkość wzrostu  $b = f(t)$

Tabela V.61. Gdańsk-Świbno – zestawienie wyników regresji  $(T_a - T_w)_{rzecz}$ .

	$N$	$a(T)$	$a(V)$	$a(RH)$	$a(p)$	$a(t')$	$b$	$R^2$	$R$
luty 17	635	0,0031	-0,0004	-0,0011	0,0005	0,0006	-0,4661	0,0306	0,1750
czerwiec 17	720	0,0017	-0,0079	-0,0014	-0,0019	0,0011	2,1270	0,0230	0,1518
październik 17	743	0,0002	-0,0011	0,0003	-0,0006	0,0003	0,6185	0,0026	0,0510
luty 18	669	0,0013	0,0034	0,0004	0,0021	-0,0033	-2,2299	0,0255	0,1597

Tabela V.62. Wartości pomiarów min i max w zbiorze obliczeniowym

	$T$		$V$		$RH$		$p$		$t'$		$T_{Rw} - 40$	
	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max	min	max
luty 17	-9,75	10,42	0,509	11,78	39,68	98,71	980,3	1040,89	0	27,97	0,00	0,02
czerwiec 17	5,24	25,55	0,481	11,04	42,91	99,77	987,54	1021,06	0	29,96	0,01	0,02
październik 17	1,74	22,25	0,371	12,16	49,86	100,04	971	1025,30	0	30,96	0,01	0,02
luty 18	-15,19	5,52	0,155	12,28	53,33	98,55	993,73	1033,21	0	27,99	0,00	0,02

**CZĘŚĆ VI.**  
**WNIOSKI Z MASOWYCH**  
**POMIARÓW PORÓWNAWCZYCH**  
**TEMPERATURY**

**K. Rózdzyński**



## Wnioski doświadczalne – poznawcze

1. Wszystkie wyniki przeprowadzonych masowych badań porównawczych spójnie potwierdzają, że główną przyczyną zmienności w czasie charakterystyk urządzeń termometrycznych automatycznych stacji meteorologicznych jest nieuchronny proces starzenia, który przejawia się w dwóch postaciach:
  - w zmianie właściwości elektrycznych elementów elektronicznych podzespołów urządzenia pomiarowego, co wpływa bezpośrednio na charakterystyki wejścia/wyjścia tych zespołów;
  - w zmianie cieplnych warunków pracy podzespołów i urządzeń oraz procesu wymiany z otoczeniem ciepła Joule’a wydzielanego w zespołach elektrycznie aktywnych.
2. Zmienność charakterystyk w trzech podstawowych podzespołach urządzeń termometrycznych, tj. w układzie pomiarowym, czujniku termometrycznym oraz zasilaczu układu niezrównoważonego mostka pomiarowego lub układu potencjometrycznego, przejawia się w różnej postaci i wywołuje różne skutki:
  - w układzie pomiarowym, skutkiem wymienionych form procesu starzenia, zmienność charakterystyki występuje głównie pod postacią nieodwracalnego dryfu charakterystyk miesięcznych  $r_{s1} = f(T_a)$  w układzie współrzędnych prostokątnych, co objawia się w zmienności wyrazu wolnego  $b$  równania liniowego tendencji. W równaniu tym zaznacza się również zmienność współczynnika regresji, lecz są to zmiany bardzo małe.
  - w czujniku termometrycznym zmienność charakterystyki wynika ze złożenia dwóch składowych – nieodwracalnej, będącej funkcją starzenia oraz odwracalnej, wynikającej ze zmiany cieplnych warunków pracy, a także z efektu samo-podgrzewania czujnika termometrycznego. W związku z tym występuje pod postacią sumy mikrozmienności współczynnika regresji składowej cząstkowej ( $a_{Ta} \cdot T_a$ ) oraz wyrazu wolnego  $b$  równania regresji wielokrotnej określającego charakterystykę roboczą jako funkcję pięciu fizycznych zmiennych niezależnych.
  - w zasilaczu układu pomiarowego, głównie skutkiem starzenia, występuje dryf jego charakterystyki. Może on być zaobserwowany i oceniony w zmianach wartości współczynnika regresji składowej cząstkowej ( $a_T \cdot T$ ).

- w urządzeniu pomiarowym występuje suma chwilowych skutków wszystkich zmian wynikających z wymienionych procesów, z których część jest niezależnych.

Powyższe wnioski zostały wypracowane na podstawie analiz przeszło dwustu miesięcznych charakterystyk urządzeń i układów termometrycznych automatycznych stacji meteorologicznych, których przebiegi i zależności bez wyjątku potwierdziły ww. treści.

3. Tempo procesu starzenia urządzeń termometrycznych automatycznych stacji meteorologicznych, w dużej liczbie przypadków, ulega przyspieszeniu już po upływie dwurocznego terminu gwarancji. Powoduje to, że wartości składowych systematycznych  $r_{s2}$  występujące w sumach różnic  $r = r_{s2} + r_{p2}$  błędów pomiarowych zaczynają przybierać znaczące wartości, ogólnie zawyżające wyniki pomiarów temperatury powietrza [Róždzyński 2013]. Dlatego proces degradacji wiarygodności pomiarów temperatury powinien być obserwowany i kontrolowany w operacyjnym programie monitoringu tych zmian, w długim okresie ekspozycji polowej urządzeń. Odpowiedzialność za wybór odpowiednich narzędzi pomiarowych oraz za utrzymanie wiarygodności pomiarów w standardach ogólnosiwiatowego systemu pomiarów meteorologicznych WIGOS należy bowiem do podstawowych obowiązków narodowych służb meteorologicznych.
4. Wszystkie rodzaje wymienionych zmian oraz ich szczegółowe i zintegrowane przyczyny oraz skutki występujące w charakterystykach roboczych urządzeń, układów i czujników termometrycznych mogą być określone z dobrym przybliżeniem, wystarczającym dla celów praktycznych, za pośrednictwem opracowanego postępowania analityczno-obliczeniowego. Postępowanie to, oparte na metodzie statystycznej regresji wielokrotnej pięciu zmiennych niezależnych, zostało zastosowane do określania wartości składowych przypadkowych i systematycznych w miesięcznych szeregach wartości różnicy wskazań urządzenia termometrycznego i przyjętego wzorca polowego. Duża liczba informacji szczegółowych, jakie wynikają z wartości składników trzech postaci równań regresji wielokrotnej pięciu zmiennych niezależnych i jakie mogą być określone dla każdego szeregu miesięcznego danych oraz ich kombinacje tworzą olbrzymie źródło informacji o każdej, nawet najmniejszej zmianie zachodzącej w charakterystykach roboczych urządzenia, układu i czujnika pomiarowego. Może to być wykorzystane dla celów związanych z dokładną, indywidualną korektą każdej zmierzonej wartości temperatury, jak i dla celów diagnostycznych dotyczących wiarygodności wyników pomiarów dowolnej liczby zmiennych niezależnych występujących w równaniu regresji wielokrotnej.

Istotną zaletą tego postępowania są obiektywnie określone związki logiczne (rodzajowe i ilościowe) za pomocą których mogą być rozpoznane, określone i opisane złożone procesy fizyczne zachodzące w badanych układach, urządzeniach i czujnikach termometrycznych. Taka sytuacja w miernictwie występuje rzadko. Jest to początek drogi poznania tych właściwości i uczenia się przekładu języka matematyki i logiki na język fizyki, określającej stany i właściwości metrologiczne urządzeń pomiarowych.

5. Postępowanie, w którym kilkadziesiąt operacji logicznych i matematycznych trzeba zrealizować w złożonym postępowaniu analityczno-obliczeniowym dla wykonania aktualnej i indywidualnej korekty każdego pomiaru temperatury, zostało zautomatyzowane w narzędziu, zaprogramowanym w języku Visual Basic for Applications w programie Excel. Zbudowane narzędzie zapewnia zautomatyzowaną, powtarzalną i szybką realizację wszystkich obliczeń i form prezentacji wyników. Jego skuteczność została zweryfikowana na licznych zbiorach danych. Dlatego może być wykorzystane w programie zamierzonego monitoringu zmian wiarygodności pomiarów temperatury, a także w postępowaniu diagnostyki pośredniej stanu technicznego i wiarygodności innych urządzeń dla detekcji niesprawności pomiarów prędkości wiatru, wilgotności powietrza i ciśnienia atmosferycznego na stacjach załogowych, co stanowi istotną zaletę opracowanej metody.

Opracowana metoda analityczno-obliczeniowa może być zrealizowana w licznych wariantach specjalistycznych dla rozwiązywania konkretnych zadań technicznych.

6. Z pogłębionej analizy opracowanych treści i wyników przeprowadzonych badań jasno wynika, że w aktualnej koncepcji metodycznej stworzenie postępowania analityczno-obliczeniowego, niewymagającego wykonania pomiarów porównawczych przy użyciu standardowych termometrów stacyjnych w charakterze wzorców polowych nie jest możliwe. Jednak atrybuty opracowanego postępowania pozwalają mieć nadzieję, że w dalszych pracach badawczo-rozwojowych uda się opracować, opartą na innym wariancie pomiarów porównawczych, koncepcję pełnej automatyzacji programu ciągłej kontroli wiarygodności urządzeń pomiarowych automatycznych stacji meteorologicznych mierzących sygnały analogowe na wszystkich stacjach załogowych i bezzałogowych. Zdaniem autora da ona początek nowej gałęzi w metodyce kontroli jakości pomiarów meteorologicznych.
7. W wynikach przeprowadzonych badań znalazła pełne potwierdzenie hipoteza robocza o podatności charakterystyki roboczej urządzeń pomiarowych sygnałów analogowych automatycznych stacji meteorologicznych na wpływy co najmniej pięciu zmiennych fizycznych niezależnych. Dlatego obecnie stosowane

metody kontroli wiarygodności meteorologicznych urządzeń pomiarowych stacji automatycznych (na stanowisku pomiarowym, w wersji doraźnej, indywidualnym pomiarem porównawczym) tracą znaczenie.

8. Zastosowana w postępowaniach obliczeniowych regresji wielokrotnej asymetria rozkładu wartości reszt poniżej 2% jest wystarczająca dla celów związanych z oceną zjawisk mikroskalowych, dotyczących charakterystyk urządzeń pomiarowych służących do pomiarów analogowych automatycznych stacji meteorologicznych. Autorzy mają jednak świadomość, że wartości asymetrii reszt  $<2\%$  mogą mieć również charakter systematyczny, ponieważ mogą być skutkiem oddziaływania innych wielkości fizycznych, nieuwzględnionych w postaci równania regresji wielokrotnej, prawdopodobnie takich jak: natężenie promieniowania słonecznego, zakłócenia pochodzące z zewnętrznych pól elektromagnetycznych (np. radarowych), zaburzeń pola magnetycznego i innych. Wpływy te nie mogły być jednak uwzględnione w postaci obecnego równania regresji z uwagi na brak odnośnych danych na wejściu.
9. W opinii metrologa, w świetle wyników uzyskanych w badaniach masowych zjawiska mikrozmienności charakterystyk urządzeń termometrycznych, osiągnięcie w służbach narodowych, w długich okresach eksploatacji polowej, standardów jakości WIGOS, z pominięciem warunków wiarygodnego miernictwa temperatury i rozwiązania problemu kontroli procesu mikrozmienności charakterystyk w trybie operacyjnym, w programie ciągłego monitoringu zmian jest mało realne.
10. Zjawisko mikrozmienności charakterystyk wejścia/wyjścia realizuje się w chwilowej sumie skutków dwóch procesów zachodzących niezależnie w urządzeniu termometrycznym:
  - procesu powolnej degradacji charakterystyki stabilizowanego zasilacza układu pomiarowego, czego skutkiem jest zjawisko samopodgrzewania czujnika termometrycznego oraz narastania podatności czujnika termometrycznego na wpływy zmiennych fizycznych uczestniczących w kształtowaniu warunków wymiany z otoczeniem wytworzonego w nim nadmiernego ciepła Joule'a;
  - procesu starzenia układu termometrycznego, czego skutkiem jest powolny dryf jego charakterystyki oraz wzrost zjawiska narastania podatności układu termometrycznego na wpływy zmiennych fizycznych uczestniczących w kształtowaniu warunków wymiany z otoczeniem wytworzonego w tym układzie ciepła Joule'a.
11. W fazie rozwiniętej zjawiska mikrozmienności, stwierdzona eksperymentalnie prędkość narastania błędów systematycznych nieznanach dochodziła do  $0,3^{\circ}\text{C}/8$  miesięcy, co odpowiada  $0,45^{\circ}\text{C}/\text{rok}$ . Błędy te w sposób systematyczny



zawyżają wyniki pomiarów temperatury powietrza. Aktualne standardy WIGOS nie dopuszczają występowania błędów pomiaru temperatury o takim charakterze i wielkości w naziemnym miernictwie meteorologicznym służb narodowych.

Przy takim tempie zmian oraz braku technicznych możliwości ich korygowania, jedynym racjonalnym rozwiązaniem jest opracowanie postępowania analityczno-obliczeniowego dla korygowania tych błędów w trybie off-line.

Na mocy konwencji genewskiej narodowe służby meteorologiczne są odpowiedzialne za zapewnienie spójności wszelkich pomiarów z wzorcami państwowymi mierzonych wielkości. W świetle przeprowadzonych badań zapewnienie tej spójności w obszarze miernictwa temperatury wymaga dwóch uzupełniających się nawzajem postępowania:

- okresowego określania i wprowadzania do urządzenia termometrycznego wartości poprawek wynikających z procesu starzenia czujnika termometrycznego, co wymaga realizacji w warunkach umożliwiających zachowanie spójności pomiarowej z wzorcem państwowym (GUM), a zatem w warunkach, które mogą być zapewnione wyłącznie w akredytowanym laboratorium wzorcowniczym;
- okresowego określania i wprowadzania do szeregów czasowych danych termometrycznych wartości poprawek wynikających ze zjawiska mikrozmienności charakterystyk wejścia/wyjścia urządzeń termometrycznych, co może być zrealizowane w wyniku utrzymania stałego programu termometrycznych pomiarów porównawczych oraz wykonywania, przez wyspecjalizowaną pracownię, postępowania analityczno-obliczeniowego przy wykorzystaniu opracowanego postępowania.

Wymienione postępowania, wykonywane spójnie i regularnie, mogą zapewnić dobrą jakość pomiarów termometrycznych w polskiej Państwowej Służbie Meteorologicznej, niezależnie od typu automatycznych stacji meteorologicznych i procesów degradacji charakterystyk wejścia/wyjścia urządzeń pomiaru sygnałów analogowych.

12. W ocenie autora nieuchronny proces starzenia elementów elektronicznych urządzenia pomiarowego sygnałów analogowych w automatycznych stacjach meteorologicznych, szczególnie stabilizowanego zasilacza niezrównoważonego mostka pomiarowego, rozpoczyna się za wcześnie i rozwija za szybko, jak na oczekiwania meteorologicznych służb narodowych.

Producenci tych urządzeń powinni rozważyć możliwość świadczenia dodatkowej usługi wymiany tego podzespołu, np. po pięcioletnim okresie eksploatacji w warunkach polowych.

## Wnioski metodyczne

1. Monitoring wiarygodności pomiarów temperatury powietrza i innych wielkości, prowadzony in situ w warunkach występujących na polowych stanowiskach pomiarowych systemu automatycznych stacji meteorologicznych, w czasie rzeczywistym, metodą okresowych pomiarów porównawczych, może być zrealizowany przy spełnieniu następujących warunków:
  - a. zastosowania opracowanego i zweryfikowanego postępowania analityczno-obliczeniowego;
  - b. ujęcia wszystkich operacji logicznych i matematycznych ww. metody w formie zintegrowanego narzędzia (np. makra w programie Excel), celem zredukowania do minimum czasu automatycznej realizacji wszystkich operacji matematycznych i logicznych;
  - c. zestawienia standardowego postępowania diagnostycznego;
  - d. opracowania zautomatyzowanego systemu wariantowych wniosków;
  - e. problemem o fundamentalnym znaczeniu jest dobór urządzeń odniesienia.W przypadku elektronicznych urządzeń termometrycznych automatycznych stacji meteorologicznych, co do których istnieje uzasadnione podejrzenie, że są podatne na pośrednie wpływy innych wielkości fizycznych, np. uczestniczących w kształtowaniu warunków procesu wymiany ciepła Joule'a z otoczeniem, należy zastosować standardowe, stacyjne, rtęciowe termometry meteorologiczne, ponieważ charakteryzuje je:
  - brak podatności na wpływy jakiegokolwiek innych wielkości fizycznych poza temperaturą;
  - duża stabilność wskazań, którą potwierdza statystyczny dryf zera charakterystyki rzędu  $0,1^{\circ}\text{C}/\text{rok}$ , co w przeliczeniu na charakterystykę miesięczną daje wartość średnią rzędu  $0,00833^{\circ}\text{C}/\text{miesiąc}$ . Jest to wartość pomijalna dla programu pomiarów porównawczych i badań skojarzonych.
2. W pomiarach porównawczych temperatury, mierzonej przez urządzenia termometryczne automatycznych stacji meteorologicznych ( $T_a$ ) i urządzenia odniesienia ( $T_w$ ), badana jest zmienność różnicy  $r = (T_a - T_w) = f(T_a, V, RH, p, t')$  jako funkcji pięciu zmiennych fizycznych atmosfery, z których jedna jest celem pomiarów ( $T_a$ ), a pozostałe są wielkościami mogącymi potencjalnie wywrzeć pośredni wpływ na pomiar wartości  $T_a$ .

3. W opracowanym postępowaniu analityczno-obliczeniowym, opartym na metodzie statystycznej regresji wielokrotnej, różnica  $r = (T_a - T_w)$  jest rozkładana metodą najmniejszych kwadratów na dwie składowe: systematyczną  $r_s$  i przypadkową  $r_p$ .
4. Opracowane postępowanie analityczno-obliczeniowe może być wykorzystane do:
  - oceny procesu zmian charakterystyki roboczej urządzenia termometrycznego załogowych stacji meteorologicznej w danym miesiącu;
  - określenia składowej systematycznej i jej zmienności dla każdego pomiaru dla danych termometrycznych oraz określenia składowej przypadkowej;
  - oceny jakości obliczonego szeregu korekt oraz wprowadzenia indywidualnych korekt do szeregu zmierzonych danych;
  - diagnostyki telemetrycznej niesprawności czujników i urządzeń pomiarowych, w tym: skutków efektu samopodgrzewania czujnika termometrycznego, dysfunkcji czujników prędkości wiatru, wilgotności powietrza i ciśnienia;
  - oceny stadium zjawiska mikrozmiennosci charakterystyki urządzenia pomiarowego;
  - prognozy tempa zmian charakterystyki urządzenia pomiarowego oraz czasu życia układu pomiarowego temperatury.

## **Wnioski organizacyjne**

1. W polskiej Państwowej Służbie Hydrologiczno-Meteorologicznej należy stworzyć warunki finansowe do kontynuacji prac badawczo-wdrożeniowych, mających na celu zorganizowanie w PSHM systemu kontroli jakości pomiarów meteorologicznych w trybie off-line, opartego na opracowanej, półautomatycznej metodzie ciągłej detekcji, identyfikacji i korekty błędów systematycznych urządzeń pomiarowych sygnałów analogowych oraz na metodach oceny wiarygodności pomiarów urządzeń termometrycznych automatycznych stacji meteorologicznych, a także na telemetrycznej diagnostyce wiarygodności określonych urządzeń pomiarowych.
2. Zadania ciągłe związane z wdrażaniem w PSHM metod i zasad kontroli jakości pomiarów meteorologicznych w standardach WIGOS należy powierzyć wyspecjalizowanej w tej problematyce pracowni kontroli jakości danych meteorologicznych.  
Zadania ciągłe w trzech zakresach:
  1. Wdrożenie i utrzymanie w ruchu operacyjnym systemu kontroli jakości danych meteorologicznych w standardach WIGOS, w tym w szczególności następujący zestaw zadań :

- import metod kontroli jakości pomiarów i danych meteorologicznych w standardach WIGOS;
  - opracowanie koncepcji metodycznej, planów aplikacji eksperymentalnej i postępowania wdrożeniowego w odniesieniu do meteorologicznych stacji załogowych i bezzałogowych;
  - opracowanie metodyki kontroli oraz oprogramowania analityczno-obliczeniowego;
  - weryfikacja eksperymentalna metodyki kontroli jakości w specjalistycznym programie pomiarów porównawczych, w standardach WIGOS;
  - opracowanie i uzgodnienie założeń wdrożeniowych w PSHM, w odniesieniu do stacji załogowych i bezzałogowych;
  - opracowanie treści merytorycznej do odnośnych procedur SZJ – HMOK i/ lub SZJ/MOLC;
  - opracowanie publikacji, organizacja seminariów specjalistycznych, uczestnictwo w konferencjach międzynarodowych CIMO.
2. Wdrożenie i utrzymanie w ruchu operacyjnym systemu *Metadane WIGOS*, w tym w szczególności:
- import metod WIGOS;
  - opracowanie i uzgodnienie założeń wdrożeniowych w PSHM;
  - opracowanie publikacji upowszechniających wdrożone metody kontroli metadanych.
3. Realizacja prac rutynowych:
- wdrożenie i utrzymanie w ruchu operacyjnym systemów kontroli jakości danych meteorologicznych (pomiarów) zalecanych przez WMO;
  - realizacja programów kontroli jakości danych meteorologicznych w trybie off-line (po czasie rzeczywistym) w standardach WIGOS, w odniesieniu do stacji załogowych i bezzałogowych;
  - wdrożenie i utrzymanie w ruchu operacyjnym specjalistycznych systemów kontroli jakości danych meteorologicznych (pomiarów), opracowanych i wdrożonych w danej Służbie;
  - coroczna aktualizacja zestawu metod kontroli jakości danych meteorologicznych dla programu ich kontroli w trybie "w czasie rzeczywistym" na wszystkich stacjach załogowych, celem przekazania do współpracujących komórek IT i opracowania określonego oprogramowania standardowego.
  - prowadzenie prac badawczych i badawczo-rozwojowych w zakresie metod analizy i kontroli jakości danych meteorologicznych, celem doskonalenia metodycznego, aktualizacji wartości klimatologicznych do algorytmów weryfikujących jakość pomiarów meteorologicznych.

3. Oprogramowanie do prac opartych na standardowych programach kontroli jakości pomiarów, zalecanych przez WMO:
- Problematyka ta została opracowana i opublikowana w serii monograficznej IMGW-PIB *Metody kontroli jakości dla polskiej Państwowej Służby Hydrologiczno-Meteorologicznej* w pozycjach:
    - a) Jakusik E., Marosz M., 2014, *Metody kontroli jakości danych meteorologicznych na stacjach synoptycznych*, [w:] *Metody kontroli jakości dla polskiej PSHM*, tom 8, IMGW-PIB, Warszawa, 201-222
    - b) Woźniak Ł., Walczykiewicz T., 2014, *Metody określania rzetelności obserwacji i ocen meteorologicznych oraz eliminacji lub redukcji zmian tej rzetelności*, [w:] *Metody kontroli jakości dla polskiej PSHM*, tom 8, IMGW-PIB, Warszawa, 21-48;
    - c) Jakusik E., 2016, *Metody kontroli jakości danych meteorologicznych na stacjach synoptycznych*, [w:] *Metody kontroli jakości dla polskiej PSHM*, tom 9, IMGW-PIB, Warszawa, 231-245;
    - d) Jakusik E., Woźniak Ł., 2016, *Ocena stopnia zgodności metod i zasad meteorologicznych stosowanych w Państwowej służbie Hydrologiczno-Meteorologicznej ze standardami WIGOS zawartymi w dokumentach WMO No 488, cz. VI*, [w:] *Metody kontroli jakości dla polskiej PSHM*, tom 9, IMGW-PIB, Warszawa, 43-64;
    - e) Woźniak Ł., Walczykiewicz T., 2016, *Ocena stopnia zgodności metod i zasad meteorologicznych stosowanych w Państwowej Służbie Hydrologiczno-Meteorologicznej ze standardami WIGOS zawartymi w dokumentach: metadane (zeszyt 9/2016)*, [w:] *Metody kontroli jakości dla polskiej PSHM*, tom 9, IMGW-PIB, Warszawa, 121-130.
  - Oprogramowanie dla realizacji programu kontroli w standardach WMO, uwzględniające odnośne postępowania analityczno-obliczeniowe, zostanie opracowane za pomocą narzędzi dostępnych w powszechnym oprogramowaniu, np. Microsoft Excel.
  - Przedmiotowe postępowania zostaną zintegrowane, np. w trzy bloki funkcjonalne wg standardowych metod kontroli zalecanych przez WMO.
  - Opracowany zostanie dodatkowy blok postępowań analitycznych dla zastosowań rutynowych, oceniających kompletność analizowanych szeregów czasowych danych, regularność próbkowania, dokładność pomiaru czasu i inne ich właściwości techniczne.
  - Przedstawione bloki funkcjonalne będą aplikowane wg opracowanych instrukcji, na szeregach czasowych miesięcznych ze stacji synoptycznych, załogowych, współpracujących w wymianie międzynarodowej.

- Postacie końcowe oprogramowania przeznaczonego do rutynowych zastosowań będą opracowane w konsultacji z komórką IT.
- Zatrudnienie dwóch pracowników z wyższym wykształceniem z zakresu nauk matematyczno-fizycznych.

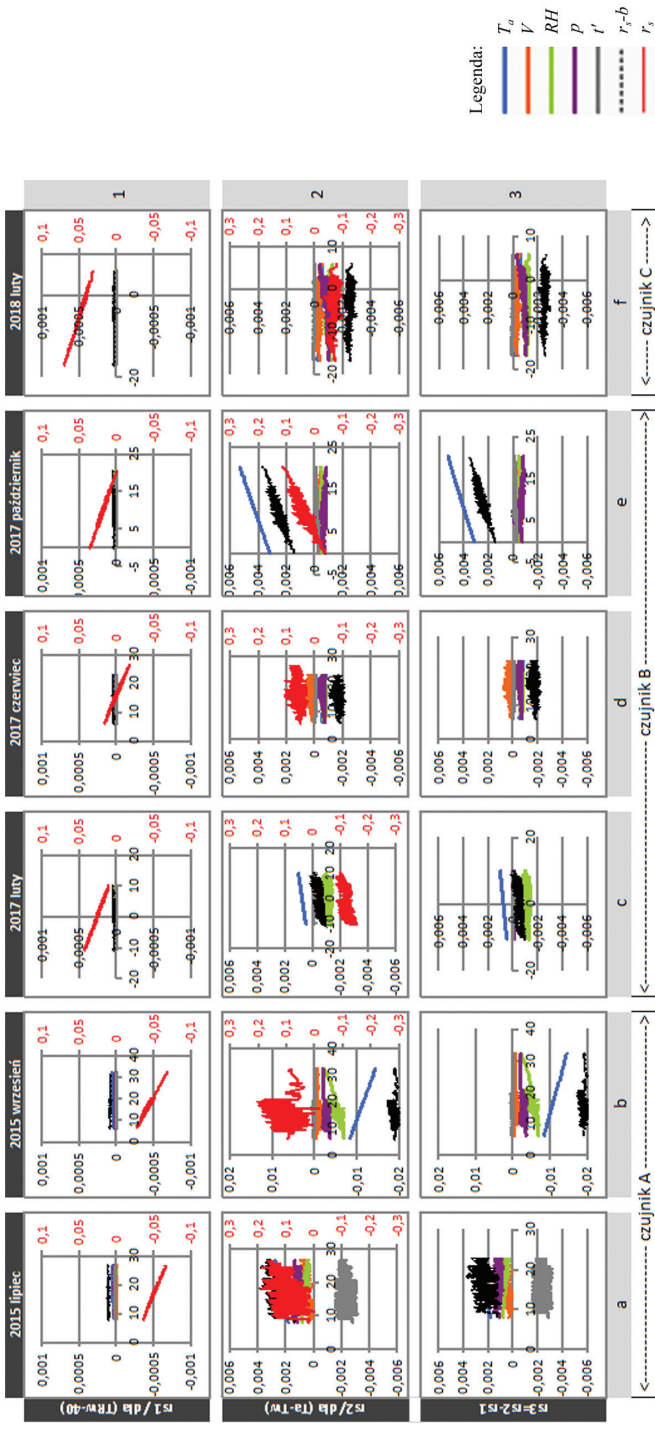
## **ZAŁĄCZNIK I**

### **Zbiorcze tablice wynikowe**





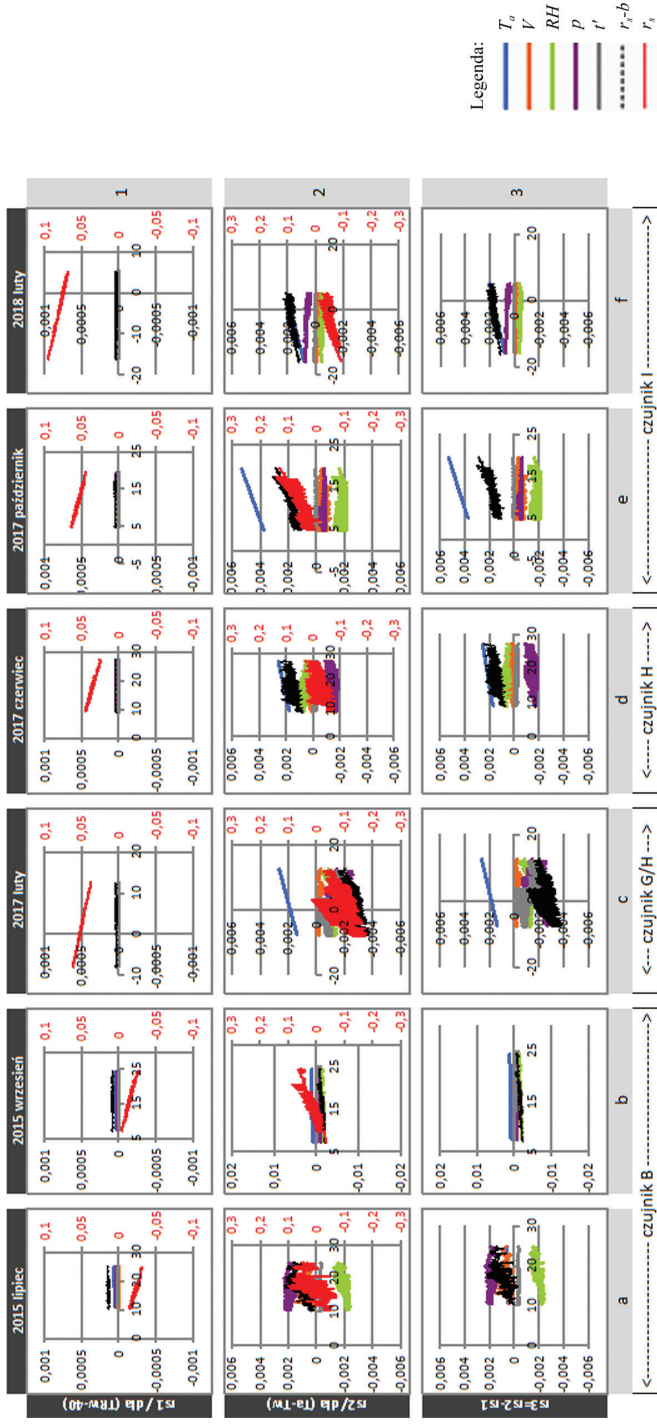
## Chojnice



## UWAGA:

1. Lewa oś rzędnych: wykresy szeregów składowych cząstkowych  $(a_{r-T})$ ;  $(a_{r-V})$ ;  $(a_{RH})$ ;  $(a_{r-p})$ ;  $(a_{r-t'}) = f(T_o)$ , nie zawiera wyrazu wolnego.
  2. Prawa oś rzędnych: wykres rzeczywisty  $r_s = [(a_{r-T}) + (a_{r-V}) + (a_{RH}) + (a_{r-p}) + (a_{r-t'}) + b] = f(T_o)$ .
  3. Cel: uwidocznienie wpływu składowych cząstkowych w procesie starzenia i awarii urządzeń mierzących zmienne niezależne, a także pokazanie rzeczywistych wartości błędów systematycznych wynikających z dryfu ( $r_{s1}$ ) i mikrozmienności ( $r_{s2}$ ) charakterystyk.
  4. Regresja wyliczana w wartościach rzeczywistych w szeregach miesięcznych; porównywanie bezpośrednie wartości pomiędzy miesiącami niemożliwe.
  5. Zmiana czujnika powoduje zmiany charakterystyk urządzenia i czujnika termometrycznego.
- Charakterystyki różnych czujników i odnośnych urządzeń termometrycznych z kolejnych miesięcy stają się nieporównywalne.

## Koszalin

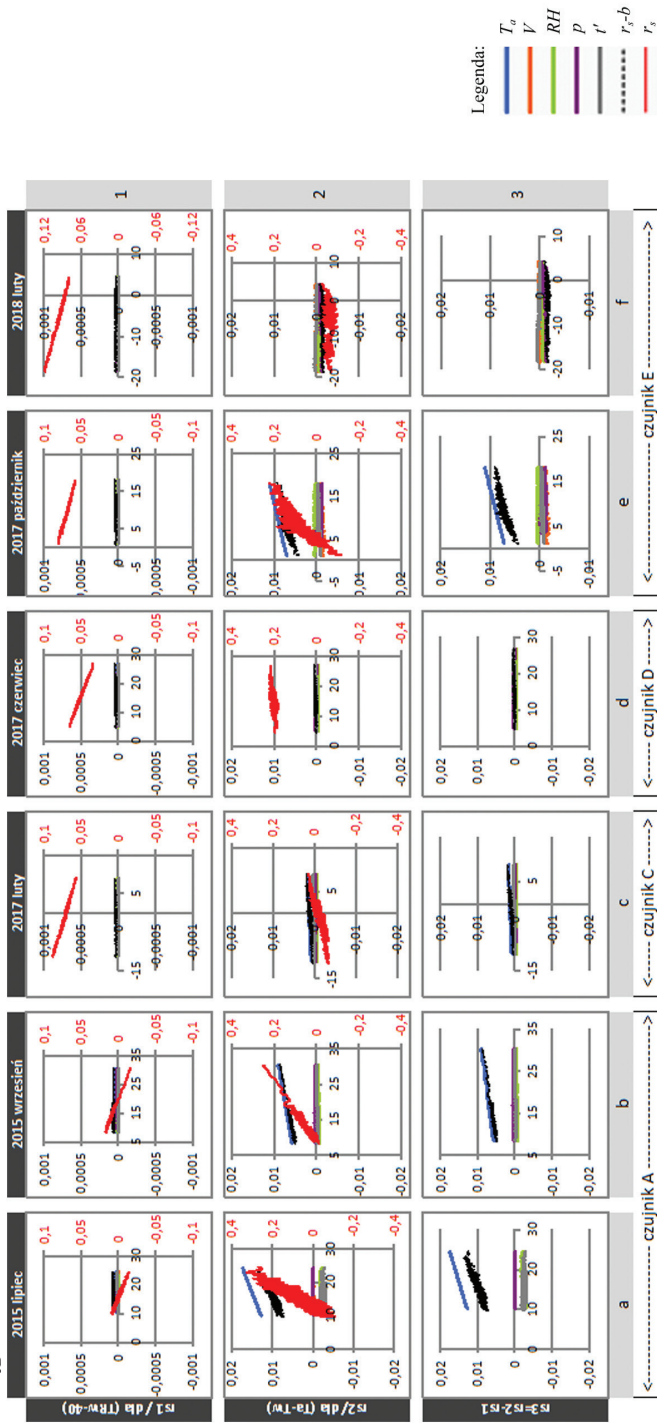


## UWAGA:

1. Lewa oś rzędnych: wykresy szeregów składowych cząstkowych  $(a_r \cdot T)$ ;  $(a_v \cdot V)$ ;  $(a_{RH} \cdot RH)$ ;  $(a_p \cdot p)$ ;  $(a_{t'} \cdot t') = f(T_0)$ , nie zawiera wyrazu wolnego.
2. Prawa oś rzędnych: wykres rzeczywisty  $r_s = [(a_r \cdot T) + (a_v \cdot V) + (a_{RH} \cdot RH) + (a_p \cdot p) + (a_{t'} \cdot t') + b] = f(T_0)$ .
3. Cel: uwidocznienie wpływu składowych cząstkowych w wynikających w procesie starzenia i awarii urządzeń mierzających zmienne niezależne, a także pokazanie rzeczywistych wartości błędów systematycznych wynikających z dryfu ( $r_{s1}$ ) i mikrozmienności ( $r_{s2}$ ) charakterystyk.
4. Regresja wyliczana w wartościach rzeczywistych w szeregach miesięcznych; porównywanie bezpośrednie wartości pomiędzy miesiącami niemożliwe.
5. Zmiana czujnika powoduje zmiany charakterystyk urządzenia i czujnika termometrycznego; porównywanie bezpośrednie wartości pomiędzy miesiącami niemożliwe.

Charakterystyki różnych czujników i odnośnych urządzeń termometrycznych z kolejnych miesięcy stają się nieporównywalne.

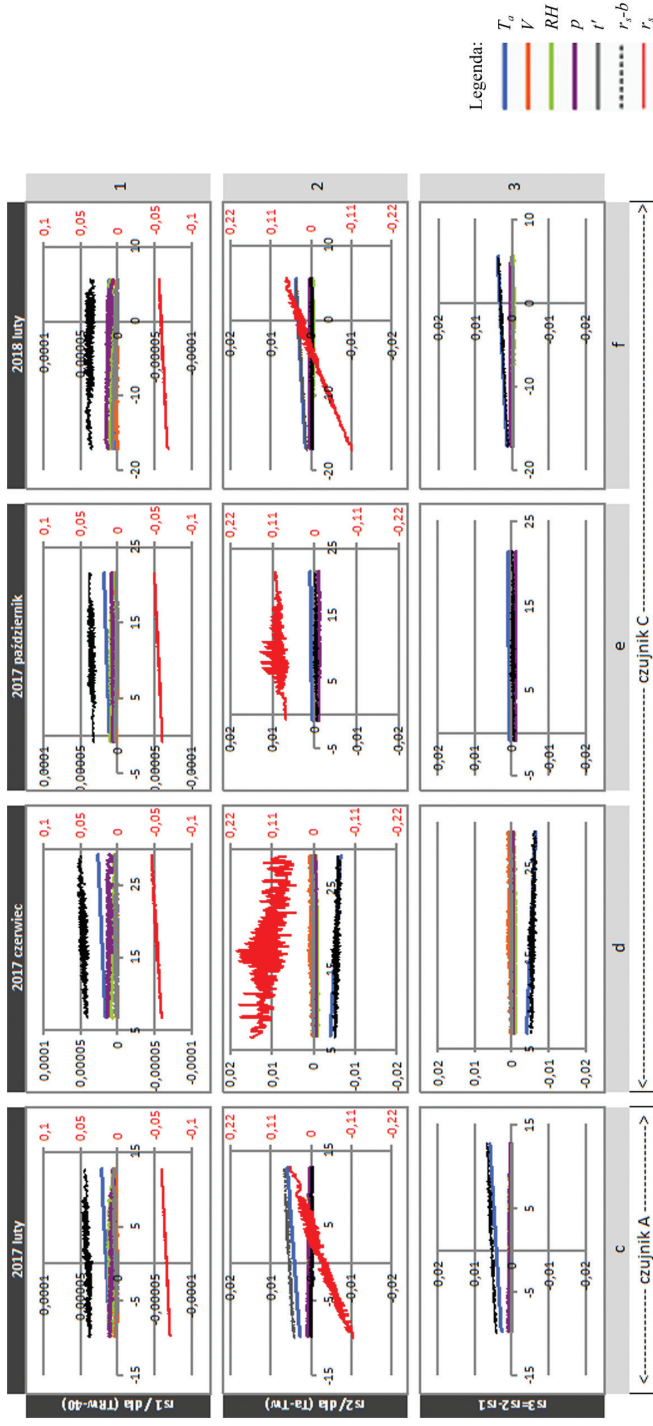
## Elbląg



## UWAGA:

1. Lewa oś rzędnych: wykresy szeregów składowych cząstkowych  $(a_{r-T}); (a_{r-V}); (a_{RH}; (a_{r-p}); (a_{r-t}); (a_{r-b}) = f(T_m)$ ; nie zawiera wyrazu wolnego.
2. Prawa oś rzędnych: wykres rzeczywisty  $r_s = [(a_{r-T}) + (a_{r-V}) + (a_{RH}; RH) + (a_{r-p}) + (a_{r-t}) + b] = f(T_m)$ .
3. Cel: uwidocznienie wpływu składowych systematycznych wynikających z dryfu ( $r_{s1}$ ) i mikrozmienności ( $r_{s2}$ ) charakterystyk rzeczywistych wartości błędów systematycznych w procesie starzenia i awarii urządzeń mierzących zmienne niezależne, a także pokazanie regresji wyliczana w wartościach rzeczywistych w szeregach miesięcznych; porównywanie bezpośrednie wartości pomiędzy miesiącami niemożliwe.
4. Regresja wyliczana w wartościach rzeczywistych w szeregach miesięcznych; porównywanie bezpośrednie wartości pomiędzy miesiącami niemożliwe.
5. Zmiana czujnika powoduje zmiany charakterystyk urządzeń termometrycznych z kolejnych miesięcy stają się nieporównywalne. Charakterystyki różnych czujników i odnośnych urządzeń termometrycznych z kolejnych miesięcy stają się nieporównywalne.

# Toruń

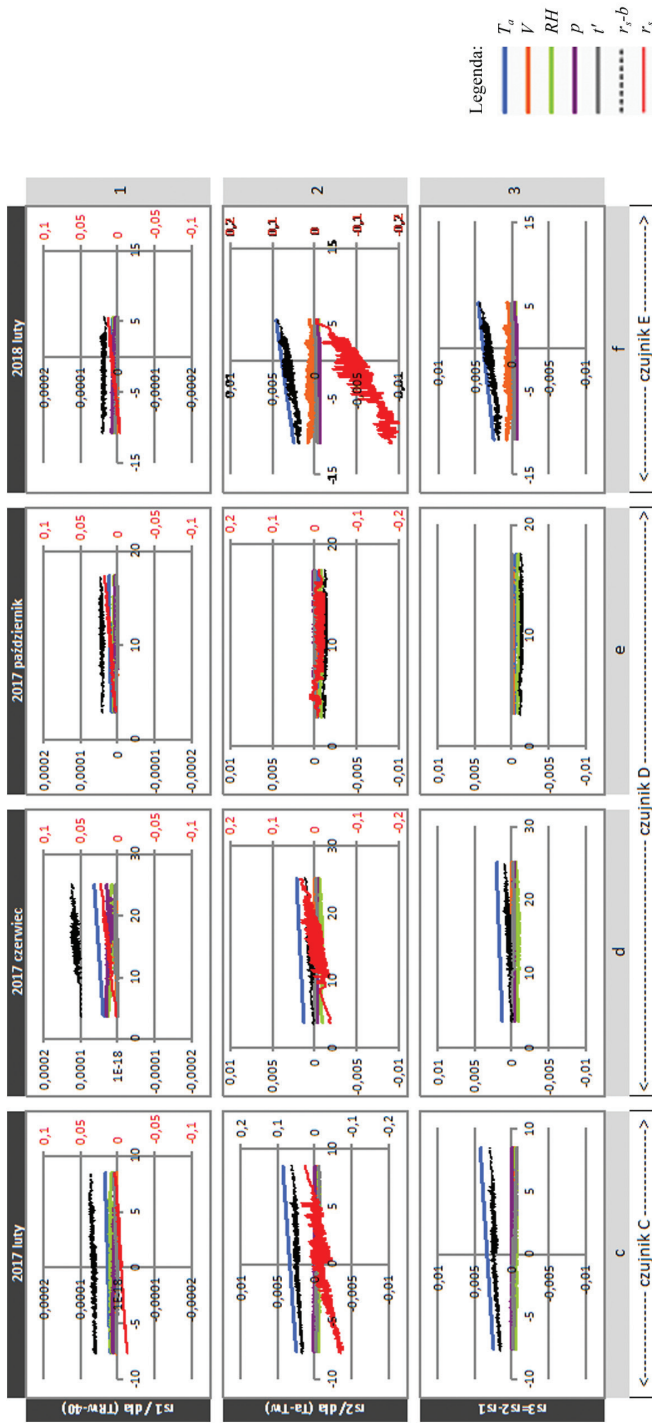


## UWAGA:

1. Lewa oś rzędnych: wykresy szeregów składowych cząstkowych  $(a_r \cdot T)$ ;  $(a_v \cdot V)$ ;  $(a_{RH} \cdot RH)$ ;  $(a_p \cdot p)$ ;  $(a_{t'} \cdot t') = f(T_b)$ , nie zawiera wyrazu wolnego.
2. Prawa oś rzędnych: wykres rzeczywisty  $r_s = [(a_r \cdot T) + (a_v \cdot V) + (a_{RH} \cdot RH) + (a_p \cdot p) + (a_{t'} \cdot t') + b] = f(T_b)$ .
3. Cel: uwidocznienie wpływu składowych cząstkowych wynikających z procesu starzenia i awarii urządzeń mierzących zmienne niezależne, a także pokazanie rzeczywistych wartości błędów systematycznych
4. Regresja wyliczana w wartościach rzeczywistych w szeregach miesięcznych; porównywanie bezpośrednie wartości pomiędzy miesiącami niemożliwe.
5. Zmiana czujnika powoduje zmiany charakterystyk urządzenia i czujnika termometrycznego.

Charakterystyki różnych czujników i odnośnych urządzeń termometrycznych z kolejnych miesięcy stają się nieporównywalne.

## Hel

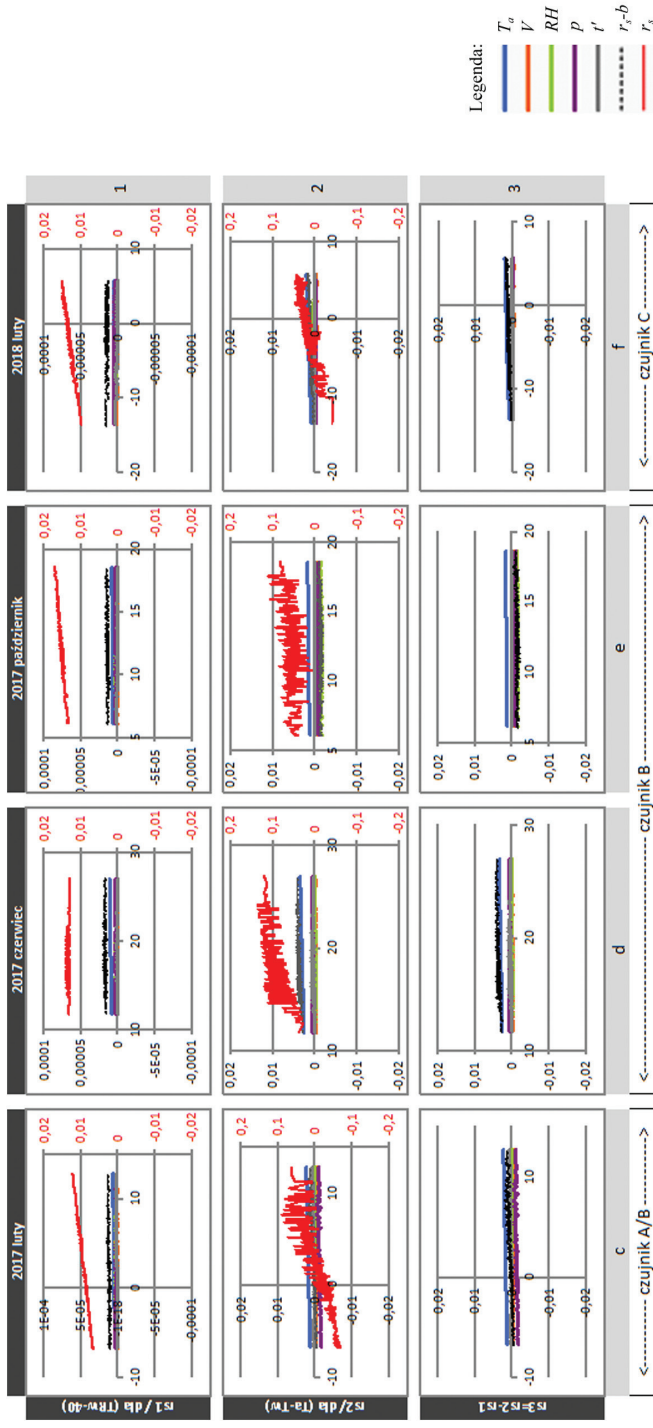


### UWAGA:

1. Lewa oś rzędnych: wykresy szeregów składowych cząstkowych  $(a_{r-T})$ ;  $(a_{r-V})$ ;  $(a_{RH})$ ;  $(a_p)$ ;  $(a_{r-t}) = f(T_o)$ ; nie zawiera wyrazu wolnego.
  2. Prawa oś rzędnych: wykres rzeczywisty  $r_s = [(a_{r-T}) + (a_{r-V}) + (a_{RH}) + (a_p) + b] = f(T_o)$ .
  3. Cel: uwidocznienie wpływu składowych cząstkowych w procesie starzenia i awarii urządzeń mierzących zmienne niezależne, a także pokazanie rzeczywistych wartości błędów systematycznych wynikających z dryfu ( $r_{s,1}$ ) i mikrozmienności ( $r_{s,2}$ ) charakterystyk.
  4. Regresja wyliczana w wartościach rzeczywistych w szeregach miesięcznych; porównywanie bezpośrednie wartości pomiędzy miesiącami niemożliwe.
  5. Zmiana czujnika powoduje zmiany charakterystyk urządzeń termometrycznych z czujnika termometrycznego.
- Charakterystyki różnych czujników i odnośnych urządzeń termometrycznych z kolejnych miesięcy stają się nieporównywalne.



## Kolobrzeg

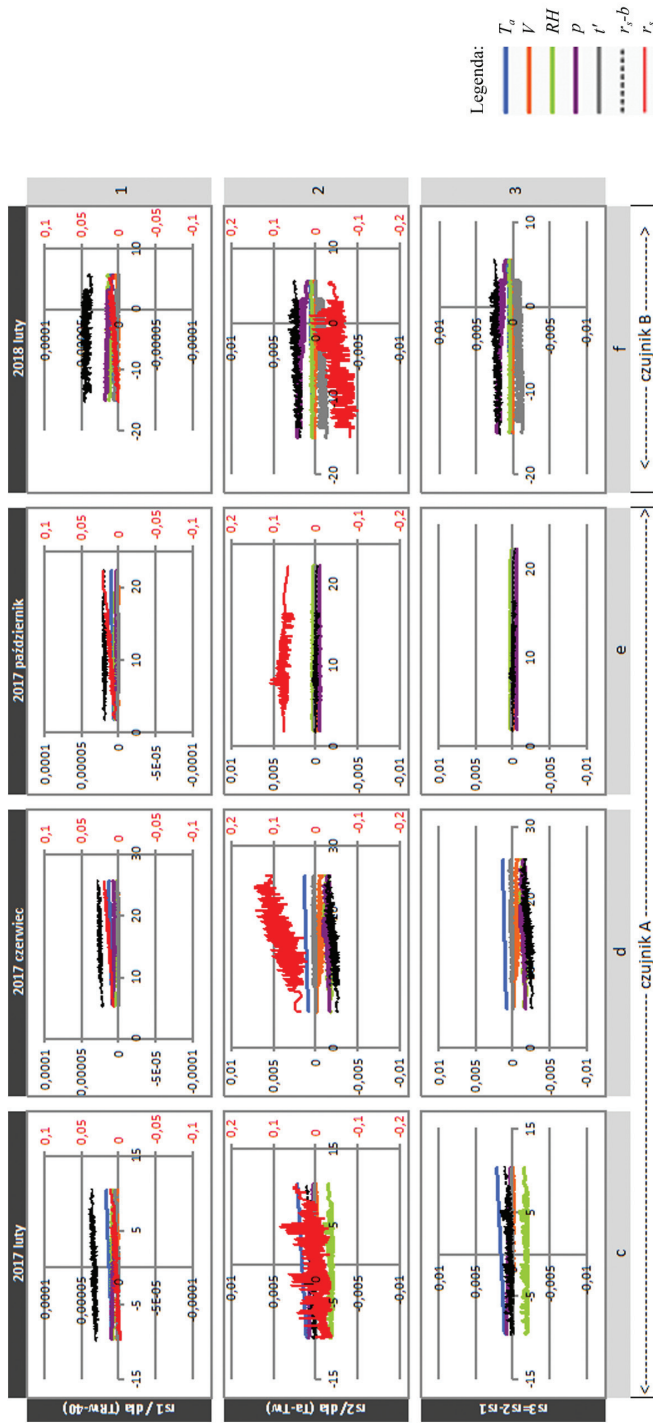


### UWAGA:

1. Lewa oś rzędnych: wykresy szeregów składowych cząstkowych  $(a_r \cdot T)$ ;  $(a_v \cdot V)$ ;  $(a_{RH} \cdot RH)$ ;  $(a_p \cdot p)$ ;  $(a_{t'} \cdot t') = f(T_0)$ , nie zawiera wyrazu wolnego.
2. Prawa oś rzędnych: wykres rzeczywisty  $r_s = [(a_r \cdot T) + (a_v \cdot V) + (a_{RH} \cdot RH) + (a_p \cdot p) + (a_{t'} \cdot t') + b] = f(T_0)$ .
3. Cel: uwiidocznienie wpływu składowych cząstkowych wynikających z dryfu ( $r_{s1}$ ) i mikrozmienności ( $r_{s2}$ ) charakterystyk. Zwiększających wartości błędów systematycznych w szeregu rzeczywistych.
4. Regresja wyliczana w wartościach rzeczywistych w szeregu miesięcznych; porównywanie bezpośrednie wartości pomiędzy miesiącami niemożliwe.
5. Zmiana czujnika powoduje zmiany charakterystyk urządzeń i czujnika termometrycznego.

Charakterystyki różnych czujników i odnośnych urządzeń termometrycznych z kolejnych miesięcy stają się nieporównywalne.

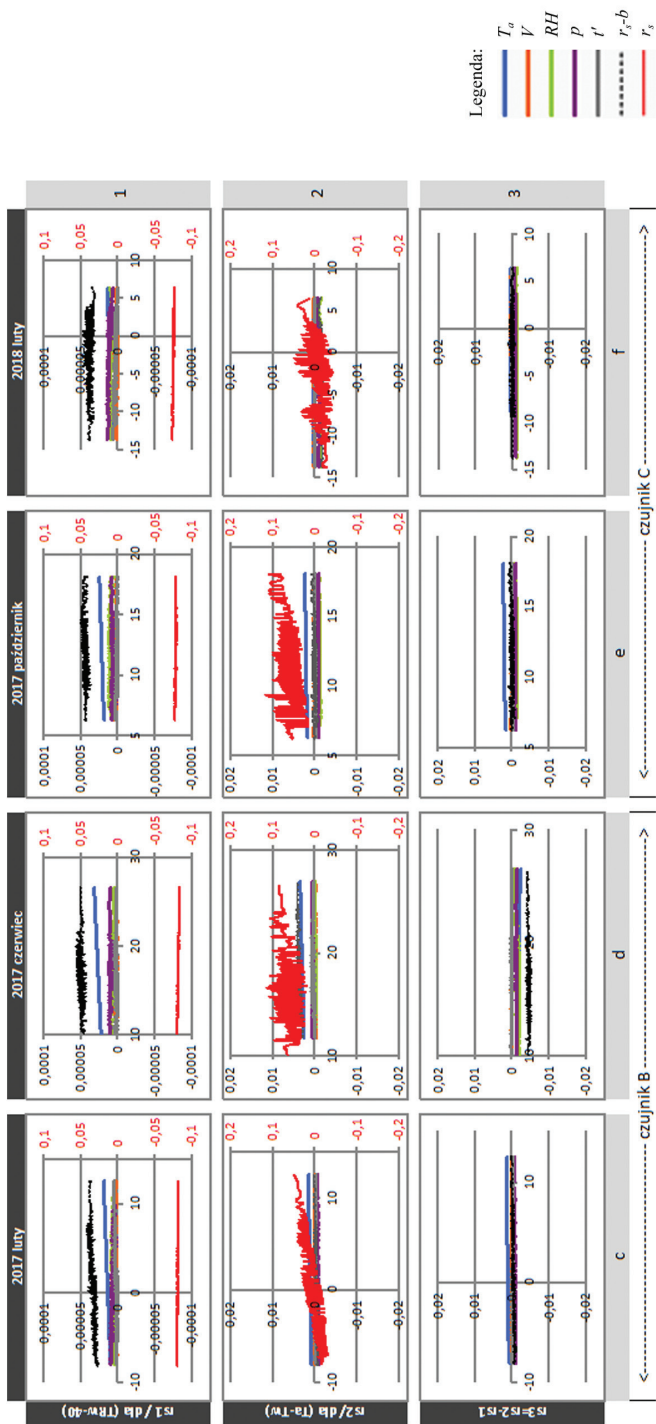
## Gdańsk-Świbno



### UWAGA:

1. Lewa oś rzędnych: wykresy szeregów składowych cząstkowych  $(a_r \cdot T)$ ;  $(a_r \cdot V)$ ;  $(a_{RH} \cdot RH)$ ;  $(a_p \cdot p)$ ;  $(a_t \cdot t)$ ;  $f(T_o)$ ; nie zawiera wyrazu wolnego.
  2. Prawa oś rzędnych: wykres rzeczywisty  $r_s = [(a_r \cdot T) + (a_r \cdot V) + (a_{RH} \cdot RH) + (a_p \cdot p) + (a_t \cdot t) + b] = f(T_o)$ .
  3. Cel: uwidocznienie wpływu składowych systematycznych wynikających z dryfu ( $r_{s1}$ ) i mikrozmienności ( $r_{s2}$ ) charakterystyk rzeczywistych wartości błędów systematycznych wynikających z dryfu ( $r_{s1}$ ) i mikrozmienności ( $r_{s2}$ ) charakterystyk.
  4. Regresja wyliczana w wartościach rzeczywistych w szeregach miesięcznych; porównywanie bezpośrednie wartości pomiędzy miesiącami niemożliwe.
  5. Zmiana czujnika powoduje zmiany charakterystyk urządzeń termometrycznych z czujnika termometrycznego.
- Charakterystyki różnych czujników i odnośnych urządzeń termometrycznych z kolejnych miesięcy stają się nieporównywalne.

## Ustka



## UWAGA:

1. Lewa oś rzędnych: wykresy szeregów składowych cząstkowych  $(a_r \cdot T)$ ;  $(a_v \cdot V)$ ;  $(a_{RH} \cdot RH)$ ;  $(a_p \cdot p)$ ;  $(a_{t'} \cdot t') = f(T_0)$ ; nie zawiera wyrazu wolnego.
2. Prawa oś rzędnych: wykres rzeczywisty  $r_s = [(a_r \cdot T) + (a_v \cdot V) + (a_{RH} \cdot RH) + (a_p \cdot p) + (a_{t'} \cdot t') + b] = f(T_0)$ .
3. Cel: uwiidocznienie wpływu składowych cząstkowych w wynikających w procesie starzenia i awarii urządzeń mierzących zmienne niezależne, a także pokazanie rzeczywistych wartości błędów systematycznych wynikających z dryfu ( $r_{s1}$ ) i mikrozmienności ( $r_{s2}$ ) charakterystyk.
4. Regresja wyliczana w wartościach rzeczywistych w szeregu miesięcznych; porównywanie bezpośrednie wartości pomiędzy miesiącami niemożliwe.
5. Zmiana czujnika powoduje zmiany charakterystyk urządzenia i czujnika termometrycznego.

Charakterystyki różnych czujników i odnośnych urządzeń termometrycznych z kolejnych miesięcy stają się nieporównywalne.



## Bibliografia

- Gall R., Young K., Schotland R., Schmitz J., 1992, The recent maximum temperature anomalies in Tucson: are they real or an instrumental problem, *Journal of Climate*, 5 (6), 657-665, DOI: 10.1175/1520-0442(1992)005<0657:TRMTAI>2.0.CO;2
- Gregoire P., Oualid G., 1997, WMO/TD no. 859, Instruments and Observing Methods Report no. 62, World Meteorological Organization, Geneva
- Grzelak-Agaciak E., 2015, Wilgotność powietrza [w]: K. Rózdżyński, red. Instrukcja dla stacji meteorologicznych, IMGW-PIB, Warszawa, s. 97-106.
- Guttmann N., Baker B., 1996, Exploratory analysis of the difference between temperature observations recorded by ASOS and conventional methods, *Bulletin of the American Meteorological Society*, 77 (12), 2865-2873, DOI: 10.1175/1520-0477(1996)077<2865:EAOTDB>2.0.CO;2
- Jurczak K., Soroka J., 2016, Instrukcja właściwej ekspozycji meteorologicznych urządzeń pomiarowych, [w:] *Metody kontroli jakości dla polskiej Państwowej Służby Hydrologiczno-Meteorologicznej*, 9, IMGW-PIB, Warszawa, 215-203
- Kessler R.W., Bosart L.F., Gaza R.S., 1993, Recent maximum temperature anomalies at Albany, New York: fact or fiction, *Bulletin of the American Meteorological Society*, 74 (2), 215-227, DOI: 10.1175/1520-0477(1993)074<0215:RMTAAA>2.0.CO;2
- Lin X., Hubbart K.G., 2004, Sensor and electronic biases/errors in air temperature measurements in common weather station network, *Journal of Atmospheric and Oceanic Technology*, 21 (7), 1025-1032, DOI: 10.1175/1520-0426(2004)021<1025:SAEEIA>2.0.CO;2
- Quayle R., Eastering D., Karl T.R., Hughes P.Y., 1991, Effects of recent thermometer change in the cooperative station network, *Bulletin of the American Meteorological Society*, 72 (11), 1718-1723, DOI: 10.1175/1520-0477(1991)072<1718:EORTCI>2.0.CO;2
- Rózdżyński K., 1974, *Pomiary temperatury metodą mostkową w meteorologii i hydrologii*, Wydawnictwo Komunikacji i Łączności, Warszawa, 64 s.
- Rózdżyński K., 1995, *Miernictwo meteorologiczne. Tom 1*, IMGW, Warszawa, 340 s.
- Rózdżyński K., 2004, *Podstawy telemetrycznego miernictwa meteorologicznego*, IMGW, Warszawa, 478 s.
- Rózdżyński K., 2011, *Operational semi-automatic verification of telelimnimetric data under meteorological analysis*, IMGW-PIB, Warszawa, 392 s.
- Rózdżyński K., 2013, *Micro-variability of characteristics of thermo- and hygrometric circuits in automatic meteorological stations of the State Hydrological Meteorological Service (PSHM)*, IMGW-PIB, Warszawa, 221 s.

- Rózdżyński K., 2013, Mikrozmienność charakterystyk urządzeń termo- i higrometrycznych w automatycznych stacjach meteorologicznych PSHM, IMGW-PIB, Warszawa, 237 s.
- Rózdżyński K., 2014, Ocena warunków ekspozycji meteorologicznego sprzętu pomiarowego oraz detekcja i redukcja wpływu czynników zmieniających te warunki, [w:] Metody kontroli jakości dla polskiej Państwowej Służby Hydrologiczno-Meteorologicznej, 8, IMGW-PIB, Warszawa, 289-300
- Rózdżyński K., 2015, Ocena wiarygodności analogowych urządzeń pomiarowych automatycznych stacji meteorologicznych w trybie operacyjnym metodą porównawczą synchronicznych szeregów czasowych par danych, IMGW-PIB, Warszawa, 153 s.
- Rózdżyński K., 2016, Assessment of the reliability of analogous measuring devices of automatic meteorological stations, IMGW-PIB, Warszawa, 160 s.
- Rózdżyński K., 2017, Metody określania zmienności charakterystyk urządzeń, układów i czujników termometrycznych automatycznych stacji meteorologicznych dla programu monitoringu jakości pomiarów, IMGW-PIB, Warszawa, 170 s.
- Rózdżyński K. i in., 2015, Instrukcja dla stacji meteorologicznych, IMGW-PIB, Warszawa, 442 s.
- WMO, 2017, Guide to Meteorological Instruments and Methods of Observation, WMO No 8, Geneva, dostępne online [https://library.wmo.int/doc\\_num.php?explnum\\_id=4147](https://library.wmo.int/doc_num.php?explnum_id=4147) (27.07.2018)
- Woźniak Ł., Walczykiewicz T., 2014, Metody określania rzetelności obserwacji i ocen meteorologicznych oraz eliminacji lub redukcji zmian tej rzetelności, [w:] Metody kontroli jakości dla Polskiej Służby Hydrologiczno-Meteorologicznej, 8, IMGW-PIB, Warszawa, 21-48
- Wójcik R., Pilarski M., Biernacik D., 2014, Metody oceny reprezentatywności meteorologicznych stanowisk pomiarowych. Część I. Znaczenie reprezentatywności, źródła zaburzeń i założenia metodyki ocen, [w:] Metody kontroli jakości dla polskiej Państwowej Służby Hydrologiczno-Meteorologicznej, 8, IMGW-PIB, Warszawa, 49-96

## Spis rysunków

- Rys. I.1. Ogólny grafik pomiarów porównawczych 2017
- Rys. I.2. Ustawienie anemometrów z eliminacją kierunków zaburzonego przepływu
- Rys. I.3. Przykład skutków oblodzenia wybranych czujników anemometrycznych
- Rys. II.1. Lokalizacja stacji synoptycznych PSHM włączonych do badań
- Rys. II.2. Przykładowy zbiór danych obliczeniowych Z1 (Chojnice, luty 2017)
- Rys. II.3. Przykładowy zbiór danych obliczeniowych Z2 (Chojnice, luty 2017)
- Rys. II.4. Wykres zbiorczy charakterystyki urządzenia:  $r_s = f(N)$  (Chojnice, luty 2017)
- Rys. II.5. Wykres zbiorczy charakterystyki urządzenia:  $r_p = f(N)$ ;  $r_p = r_2 - r_s$  (Chojnice, luty 2017)
- Rys. II.6. Rozkład widmowy szeregu różnicy  $r_2 = T_a - T_w$  oraz reszt ( $r_{p2}$ ) (Chojnice, luty 2017)
- Rys. II.7. Charakterystyki układu termometrycznego:  $r_1 = T_{Rw} - 40$ ,  $r_{s1}$ ,  $r_{p1} = f(T_a)_{wzgl.}$ ,  $N = 4032$  (Chojnice, luty 2017)
- Rys. II.8. Charakterystyki urządzenia termometrycznego:  $r_2 = T_a - T_w$ ,  $r_{s2}$ ,  $r_{p2} = f(T_a)_{wzgl.}$ ,  $N = 673$  (Chojnice, luty 2017)
- Rys. II.9. Charakterystyki podstawowe w analizie właściwości metrologicznych narzędzi pomiarowych – wykres krzyżowy
- Rys. II.10. Wykres różnicowy
- Rys. II.11. Wykres zbiorczy:  $r_2 = (T_a - T_w) = f(T_a)$ , składowa systematyczna ( $r_s = f(T_a)$ ), reszty ( $r_p = f(T_a)$ )
- Rys. II.12. Wykres zbiorczy:  $r_2 = (T_a - T_w) = f(N)$ ;  $r_s = f(N)$ ;  $r_p = f(N)$ ; Gdańsk-Świbno, luty 2017
- Rys. II.13. Charakterystyka urządzenia termometrycznego w Gdańsku-Świbnie w lutym 2017, w funkcji temperatury
- Rys. II.14. Wyznaczona składowa systematyczna ( $r_s = f(N)$ ) w Gdańsku-Świbnie, luty 2017
- Rys. II.15. Wyznaczona składowa systematyczna ( $r_s = f(T_a)$ ) w Gdańsku-Świbnie, luty 2017
- Rys. II.17. Wykres zbiorczy:  $r_s$ ,  $r_2$ ,  $r_p = f(N)$ . Charakterystyka urządzenia termometrycznego w Chojnicach w lutym 2017
- Rys. II.18. Charakterystyka urządzenia termometrycznego w Chojnicach w lutym 2017, w funkcji temperatury
- Rys. II.19. Wyznaczona składowa systematyczna ( $r_s = f(N)$ ) w Chojnicach, luty 2017
- Rys. II.20. Wyznaczona składowa systematyczna ( $r_s = f(T_a)$ ) w Chojnicach, luty 2017
- Rys. II.21. Rozkład widmowy szeregu różnicy  $r_2 = T_a - T_w$  oraz reszt ( $r_{p2}$ ) (Chojnice, luty 2017)
- Rys. II.22. Wykres zbiorczy:  $r_s$ ,  $r_2$ ,  $r_p = f(N)$ . Charakterystyka urządzenia termometrycznego w Toruniu, luty 2017

- Rys. II.23. Charakterystyka urządzenia termometrycznego w Toruniu w lutym 2017, w funkcji temperatury
- Rys. II.24. Wyznaczona składowa systematyczna ( $r_s = f(N)$ ) w Toruniu, luty 2017
- Rys. II.25. Wyznaczona składowa systematyczna ( $r_s = f(T_a)$ ) w Toruniu, luty 2017
- Rys. II.26. Rozkład widmowy szeregu różnicy  $r_2 = T_a - T_w$  oraz reszt ( $r_{p2}$ ); (Toruń, luty 2017)
- Rys. III.1. Podstawowy układ mostka Wheatstone'a. Urządzenie i układ termometryczny
- Rys. III.3. Wykres poglądowy części odwracalnych i nieodwracalnych składowej systematycznej  $r_s$ .
- Rys. III.4. Wybrane wersje analizy porównawczej
- Rys. III.5. Rozwój zjawisk odkształcających charakterystykę urządzenia termometrycznego
- Rys. III.6. Wieloletnia zmienność współczynnika regresji  $a = f(N)$  w funkcji liczby kolejnych miesięcy
- Rys. III.7. Wieloletnia zmienność wyrazu wolnego  $b = f(N)$  w funkcji liczby kolejnych miesięcy
- Rys. III.8. Dryf charakterystyki układu pomiarowego ( $(T_{Rw} - 40) = f(T_a)$ ) w latach 2015-2018 na stacji Chojnice
- Rys. III.9. Dryf charakterystyki układu pomiarowego ( $(T_{Rw} - 40) = f(T_a)$ ) w latach 2015-2018 na stacji Elbląg-Milejewo
- Rys. III.10. Wykres zbiorczy dryfu charakterystyki  $r_s = f(T_a)$  dla  $r_l = (T_{Rw} - 40)$  układu pomiarowego automatycznej stacji meteorologicznej w Lęborku, w latach 2017-2018
- Rys. III.11. Wykres zbiorczy dryfu charakterystyki  $r_s = f(T_a)$  dla  $r_l = (T_{Rw} - 40)$  układu pomiarowego automatycznej stacji meteorologicznej w Lęborku, w latach 2017-2018, w zwiększonej skali osi rzędnych
- Rys. III.12. Charakterystyki miesięczne  $r_{s2}(T_a - T_w) = f(T_a)$  w Chojnicach z lat 2015-2018
- Rys. III.13. Wyniki postępowania diagnostycznego. Charakterystyka  $r_{s2}(T_a - T_w) = f(T_a)$  w Toruniu
- Rys. III.14. Szereg  $r_s = f(T)$  z równaniem liniowym tendencji, z którego obliczane są wartości:
- Rys. III.15. Wykres wartości  $r_{p1} = f(T_a)$ , Koszalin, październik 2017
- Rys. III.16. Określenie wiarygodności miesięcznych szeregów danych i wiarygodności urządzenia termometrycznego na przykładzie stacji Koszalin
- Rys. III.17. Miesięczne szeregi różnic  $r = (T_a - T_w) = f(T)$  i składowej systematycznej  $r_s = f(T)$ . Chojnice, luty 2017
- Rys. III.18. Miesięczny szereg różnic składowej przypadkowej  $r_p = f(T)$ . Chojnice, luty 2017
- Rys. III.19. Zestaw charakterystyk porównawczych ze stacji Chojnice, październik 2017
- Rys. III.20. Zestaw charakterystyk porównawczych ze stacji Chojnice, luty 2017
- Rys. III.21. Charakterystyki  $T_a' = [(a \cdot T_w + b)' - (1T_w + 0)]' = f(T_w)$  i  $r_s' = f(T_w)$  z Chojnic dla lutego 2017
- Rys. III.22. Charakterystyki  $T_a' = [(a \cdot T_w + b)' - (1T_w + 0)]' = f(T_w)$  i  $r_s' = f(T_w)$  z Chojnic dla czerwca 2017
- Rys. III.23. Charakterystyki  $T_a' = [(a \cdot T_w + b)' - (1T_w + 0)]' = f(T_w)$  i  $r_s' = f(T_w)$  z Torunia dla czerwca 2017
- Rys. III.24. Charakterystyki  $T_a' = [(a \cdot T_w + b)' - (1T_w + 0)]' = f(T_w)$  i  $r_s' = f(T_w)$  z Koszalina dla lutego 2017
- Rys. III.25. Charakterystyki  $T_a' = [(a \cdot T_w + b)' - (1T_w + 0)]' = f(T_w)$  i  $r_s' = f(T_w)$  z Koszalina dla czerwca 2017
- Rys. III.26. Wykres różnic  $(T_{Rw} - 40) = f(N)_{wzgl.}$  w funkcji liczby porządkowej pomiaru, wyrażonej w wartościach względnych

- Rys. III.27. Wykresy: różnic  $(T_{Rw} - 40) = f(N)_{wzgl.}$  i wartości przewidywanych  $y = f(N)_{wzgl.}$  w funkcji liczby porządkowej pomiaru, wyrażonej w wartościach względnych
- Rys. III.29. Okres życia elektronicznych narzędzi pomiarowych meteorologii jest nieokreślony
- Rys. III.30. Prawdopodobny czas życia układu termometrycznego stacji Elbląg-Milejewo
- Rys. III.31. Prawdopodobny czas życia układu termometrycznego stacji Koszalin
- Rys. III.32. Prawdopodobny czas życia układu termometrycznego stacji Chojnice
- Rys. III.33. Zespół charakterystyk różnic systematycznych układu termometrycznego (Toruń, czerwiec 2017)
- Rys. III.34. Ilość nadmiernego ciepła  $Q$ , wydzielonego w czujniku rezystancyjnym, jako funkcja dwóch zmiennych: temperatury  $T$  i krotności wzrostu napięcia zasilania  $m = U_z/U_k$  oraz jako funkcja  $Q = f(m)$  przy  $T = \text{const.}$
- Rys. III.35. Zespół charakterystyk różnic systematycznych układu termometrycznego (Chojnice, luty 2017)
- Rys. III.36. Zespół charakterystyk różnic systematycznych układu termometrycznego (Elbląg, październik 2017)
- Rys. III.37. Wykres zestawieniowy miesięcznych charakterystyk urządzenia termometrycznego stacji Chojnice w okresie 02.2017-02.2018
- Rys. III.38. Wykres zestawieniowy miesięcznych charakterystyk urządzenia termometrycznego stacji Toruń w okresie 02.2017-02.2018
- Rys. III.39. Wykres zestawieniowy miesięcznych charakterystyk urządzenia termometrycznego stacji Świbno w okresie 02.2017-02.2018
- Rys. IV.1. Miesięczny rozkład częstości występowania wiatru (%) na stacjach uczestniczących w programie
- Rys. IV.2. Średnia miesięczna prędkość wiatru w Ustce (linie niebieskie) oraz w Chojnicach (linie zielone) w wieloleciu 1981-2015 (linie ciągłe) oraz w roku 2017 (linie przerywane)
- Rys. IV.3. Wartości średniego miesięcznego ciśnienia atmosferycznego na poziomie stacji w Ustce i Chojnicach, w wieloleciu 1981-2015 (linia czarna) oraz w 2017 roku (linia niebieska)
- Rys. IV.4. Dobowe wartości średniej (linia czarna), maksymalnej (linia czerwona) i minimalnej (linia niebieska) temperatury powietrza na stacji w Ustce i Chojnicach w lutym, czerwcu i październiku 2017 roku.
- Rys. V.1. Charakterystyki składowej systematycznej i składowych cząstkowych w funkcji  $T_{(wzgl.)}$  w Koszalinie, luty 2017
- Rys. V.2. Składowa cząstkowa wiatru  $(r_s)V = f(T)_{wzgl.}$  w Koszalinie, luty 2017
- Rys. V.3. Charakterystyki składowej systematycznej i składowych cząstkowych w funkcji  $T_{(wzgl.)}$  w Gdańsku-Świbnie, czerwiec 2017
- Rys. V.4. Charakterystyki składowych cząstkowych w funkcji  $T_{(wzgl.)}$  w Chojnicach, październik 2017
- Rys. V.5. Charakterystyki składowych cząstkowych w funkcji  $T_{(wzgl.)}$  w Chojnicach, luty 2017
- Rys. V.6. Charakterystyki składowych cząstkowych w funkcji  $T_{(wzgl.)}$  w Koszalinie, październik 2017
- Rys. V.7. Charakterystyki składowych cząstkowych w funkcji  $T_{(wzgl.)}$  w Toruniu, czerwiec 2017

- Rys. V.8. Charakterystyki składowych cząstkowych w funkcji  $T_{(wzgl.)}$  w Kołobrzegu, czerwiec 2017
- Rys. V.9. Charakterystyki składowych cząstkowych w funkcji  $T_{(wzgl.)}$  w Toruniu, luty 2017
- Rys. V.10. Charakterystyki składowych cząstkowych w funkcji  $T_{(wzgl.)}$  w Helu, luty 2017
- Rys. V.11. Charakterystyki miesięczne  $r_{s1}(T_{Rw} - 40) = f(T_a)$  w Chojnicach z lat 2015-2018
- Rys. V.12. Prognoza czasu życia układu termometrycznego w Chojnicach
- Rys. V.13. Charakterystyki miesięczne  $r_{s1}(T_{Rw} - 40) = f(T_a)$  w Koszalinie z lat 2015-2018
- Rys. V.14. Prognoza czasu życia układu termometrycznego w Koszalinie
- Rys. V.15. Charakterystyki miesięczne  $r_{s1}(T_{Rw} - 40) = f(T_a)$  w Elblągu-Milejewie z lat 2015-2018
- Rys. V.16. Prognoza czasu życia układu termometrycznego w Elblągu-Milejewie
- Rys. V.17. Charakterystyki miesięczne  $r_{s1}(T_{Rw} - 40) = f(T_a)$  w Ustce z lat 2017-2018
- Rys. V.18. Charakterystyki miesięczne  $r_{s1}(T_{Rw} - 40) = f(T_a)$  w Toruniu z lat 2017-2018
- Rys. V.19. Charakterystyki miesięczne  $r_{s1}(T_{Rw} - 40) = f(T_a)$  w Resku z lat 2017-2018
- Rys. V.20. Charakterystyki miesięczne  $r_{s1}(T_{Rw} - 40) = f(T_a)$  w Lęborku z lat 2017-2018
- Rys. V.21. Charakterystyki miesięczne  $r_{s1}(T_{Rw} - 40) = f(T_a)$  w Kołobrzegu z lat 2017-2018
- Rys. V.22. Charakterystyki miesięczne  $r_{s1}(T_{Rw} - 40) = f(T_a)$  w Helu z lat 2017-2018
- Rys. V.23. Charakterystyki miesięczne  $r_{s1}(T_{Rw} - 40) = f(T_a)$  w Świbnie z lat 2017-2018
- Rys. V.24. Charakterystyki miesięczne  $r_{s2}(T_a - T_w) = f(T_a)$  w Chojnicach z lat 2015-2018
- Rys. V.25. Charakterystyki miesięczne  $r_{s2}(T_a - T_w) = f(T_a)$  w Koszalinie z lat 2015-2018
- Rys. V.26. Charakterystyki miesięczne  $r_{s2}(T_a - T_w) = f(T_a)$  w Elblągu-Milejewie z lat 2015-2018
- Rys. V.27. Charakterystyki miesięczne  $r_{s2}(T_a - T_w) = f(T_a)$  w Ustce z lat 2017-2018
- Rys. V.28. Charakterystyki miesięczne  $r_{s2}(T_a - T_w) = f(T_a)$  w Toruniu z lat 2017-2018
- Rys. V.29. Charakterystyki miesięczne  $r_{s2}(T_a - T_w) = f(T_a)$  w Kołobrzegu z lat 2017-2018
- Rys. V.30. Charakterystyki miesięczne  $r_{s2}(T_a - T_w) = f(T_a)$  w Helu z lat 2017-2018
- Rys. V.31. Charakterystyki miesięczne  $r_{s2}(T_a - T_w) = f(T_a)$  w Gdańsku-Świbnie z lat 2017-2018

## Spis tabel

Tabela II.1. Wykaz zmiennych stosowanych w obliczeniach

Tabela II.2. Liczebność pomiarów porównawczych poddanych analizie w 2017 r.

Tabela II.3. Tablica porównawcza równań linii trendu liniowego i wielomianowego

Tabela II.4. Typowe postaci związków między obliczonymi a pozyskanymi szeregami danych

Tabela III.1. Zestawienie charakterystyki układu pomiarowego z Chojnic z okresu IV 2015-II 2018;

$$r_{sl} = f(T_a)$$

Tabela III.2. Zestawienie charakterystyki układu pomiarowego z Elbląga-Milejewa z lat 2015-2018;

$$r_{sl} = f(T_a)$$

Tabela III.3. Zestawienie charakterystyki układu pomiarowego w Lęborku z okresu IV 2015-II 2018;

$$r_{sl} = f(T_a)$$

Tabela III.4. Warunki wiarygodnego miernictwa temperatury wykonywanego za pośrednictwem urządzeń termometrycznych automatycznych stacji meteorologicznych i zjawiska zniekształcające

Tabela III.5. Zestawienie wartości różnic ( $T_{Rw} - 40$ ) we fragmencie szeregu wartości ujemnych poprzedzających i następujących po wystąpieniu wartości różnic dodatnich

Tabela III.6. Różnice i podobieństwa między metodą laboratoryjną i połową wyznaczania charakterystyk roboczych narzędzi termometrycznych meteorologii

Tabela IV.1. Średnia miesięczna prędkość wiatru (m/s) na poszczególnych stacjach w roku 2017 oraz w latach 1981-2015

Tabela IV.2. Średnia miesięczna temperatura powietrza (°C) na poszczególnych stacjach w roku 2017 oraz w latach 1981-2015

Tabela IV.3. Absolutna maksymalna temperatura powietrza (°C) na poszczególnych stacjach w roku 2017 oraz w latach 1981-2015

Tabela IV.4. Absolutna minimalna temperatura powietrza (°C) na poszczególnych stacjach w roku 2017 oraz w latach 1981-2015

Tabela IV.5. Średnie miesięczne wartości ciśnienia atmosferycznego (hPa) w analizowanych stacjach w roku 2017 oraz w latach 1981-2015

Tabela V.1. Zestawienie równań tendencji liniowych składowej cząstkowej  $r_{sl}(T_{Rw} - 40)_{rzecz} = f(T_a)$

Tabela V.2. Chojnice – analiza układu  $r = (T_{Rw} - 40)_{rzecz}$

Tabela V.3. Chojnice – zestawienie ekstremalnych wartości pomiarów oraz p-value

Tabela V.4. Zestawienie równań tendencji liniowych składowej cząstkowej  $rs_l(T_{rw} - 40)_{rzecz} = f(T_a)$

Tabela V.5. Koszalin – analiza układu  $r = (T_{Rw} - 40)_{rzecz}$

Tabela V.6. Koszalin – zestawienie ekstremalnych wartości pomiarów oraz p-value

Tabela V.7. Zestawienie równań tendencji liniowych składowej cząstkowej  $rs_1(T_{rw} - 40)_{rzecz} = f(T_a)$

Tabela V.8. Elbląg – analiza układu  $r = (T_{Rw} - 40)_{rzecz}$

Tabela V.9. Elbląg-Milejewo – zestawienie ekstremalnych wartości pomiarów oraz p-value

Tabela V.10. Zestawienie równań tendencji liniowych składowej cząstkowej  $rs_1(T_{rw} - 40)_{rzecz} = f(T_a)$

Tabela V.11. Ustka – analiza układu  $r = (T_{Rw} - 40)_{rzecz}$

Tabela V.12. Ustka – zestawienie ekstremalnych wartości pomiarów oraz p-value

Tabela V.13. Zestawienie równań tendencji liniowych składowej cząstkowej  $rs_1(T_{rw} - 40)_{rzecz} = f(T_a)$

Tabela V.14. Toruń – analiza układu  $r = (T_{Rw} - 40)_{rzecz}$

Tabela V.15. Toruń – zestawienie ekstremalnych wartości pomiarów oraz p-value

Tabela V.16. Zestawienie równań tendencji liniowych składowej cząstkowej  $rs_1(T_{rw} - 40)_{rzecz} = f(T_a)$

Tabela V.17. Resko – analiza układu  $r = (T_{Rw} - 40)_{rzecz}$

Tabela V.18. Resko – zestawienie ekstremalnych wartości pomiarów oraz p-value

Tabela V.19. Zestawienie równań tendencji liniowych składowej cząstkowej  $rs_1(T_{rw} - 40)_{rzecz} = f(T_a)$

Tabela V.20. Łębork – analiza układu  $r = (T_{Rw} - 40)_{rzecz}$

Tabela V.21. Łębork – zestawienie ekstremalnych wartości pomiarów oraz p-value

Tabela V.22. Zestawienie równań tendencji liniowych składowej cząstkowej  $rs_1(T_{rw} - 40)_{rzecz} = f(T_a)$

Tabela V.23. Kołobrzeg – analiza układu  $r = (T_{Rw} - 40)_{rzecz}$

Tabela V.24. Kołobrzeg – zestawienie ekstremalnych wartości pomiarów oraz p-value

Tabela V.25. Zestawienie równań tendencji liniowych składowej cząstkowej  $rs_1(T_{rw} - 40)_{rzecz} = f(T_a)$

Tabela V.26. Hel – analiza układu  $r = (T_{Rw} - 40)_{rzecz}$

Tabela V.27. Hel – zestawienie ekstremalnych wartości pomiarów oraz p-value

Tabela V.28. Zestawienie równań tendencji liniowych składowej cząstkowej  $rs_1(T_{rw} - 40)_{rzecz} = f(T_a)$

Tabela V.29. Gdańsk-Świbno – analiza układu  $r = (T_{Rw} - 40)_{rzecz}$

Tabela V.30. Gdańsk-Świbno – zestawienie ekstremalnych wartości pomiarów oraz p-value

Tabela V.31. Charakterystyka tendencji liniowej  $r_{s2}(T_a - T_w) = f(T_a)$

Tabela V.32. Kontrola jakości danych dla zbiorów ze stacji Chojnice

Tabela V.33. Chojnice – zestawienie wyników regresji  $(T_a - T_w)_{rzecz}$

Tabela V.34. Wartości pomiarów min i max w zbiorze obliczeniowym

Tabela V.35. Charakterystyka tendencji liniowej  $r_{s2}(T_a - T_w) = f(T_a)$

Tabela V.36. Kontrola jakości danych dla zbiorów ze stacji Koszalin

Tabela V.37. Koszalin – zestawienie wyników regresji  $(T_a - T_w)_{rzecz}$

Tabela V.38. Wartości pomiarów min i max w zbiorze obliczeniowym

Tabela V.39. Charakterystyka tendencji liniowej  $r_{s2}(T_a - T_w) = f(T_a)$

Tabela V.40. Kontrola jakości danych dla zbiorów ze stacji Elbląg-Milejewo

Tabela V.41. Elbląg-Milejewo – zestawienie wyników regresji  $(T_a - T_w)_{rzecz}$

Tabela V.42. Wartości pomiarów min i max w zbiorze obliczeniowym

Tabela V.43. Charakterystyka tendencji liniowej  $r_{s2}(T_a - T_w) = f(T_a)$

Tabela V.44. Kontrola jakości danych dla zbiorów ze stacji Ustka

Tabela V.45. Ustka – zestawienie wyników regresji  $(T_a - T_w)_{rzecz}$



Tabela V.46. Wartości pomiarów min i max w zbiorze obliczeniowym  
Tabela V.47. Charakterystyka tendencji liniowej  $r_{s,z}(T_a - T_w) = f(T_a)$   
Tabela V.48. Kontrola jakości danych dla zbiorów ze stacji Toruń  
Tabela V.49. Toruń – zestawienie wyników regresji  $(T_a - T_w)_{rzecz}$   
Tabela V.50. Wartości pomiarów min i max w zbiorze obliczeniowym  
Tabela V.51. Charakterystyka tendencji liniowej  $r_{s,z}(T_a - T_w) = f(T_a)$   
Tabela V.52. Kontrola jakości danych dla zbiorów ze stacji Kołobrzeg  
Tabela V.53. Kołobrzeg – zestawienie wyników regresji  $(T_a - T_w)_{rzecz}$   
Tabela V.54. Wartości pomiarów min i max w zbiorze obliczeniowym  
Tabela V.55. Charakterystyka tendencji liniowej  $r_{s,z}(T_a - T_w) = f(T_a)$   
Tabela V.56. Kontrola jakości danych dla zbiorów ze stacji Hel  
Tabela V.57. Hel – zestawienie wyników regresji  $(T_a - T_w)_{rzecz}$   
Tabela V.58. Wartości pomiarów min i max w zbiorze obliczeniowym  
Tabela V.59. Charakterystyka tendencji liniowej  $r_{s,z}(T_a - T_w) = f(T_a)$   
Tabela V.60. Kontrola jakości danych dla zbiorów ze stacji Gdańsk-Świbno  
Tabela V.61. Gdańsk-Świbno – zestawienie wyników regresji  $(T_a - T_w)_{rzecz}$   
Tabela V.62. Wartości pomiarów min i max w zbiorze obliczeniowym

## **Monitoring of the reliability of air temperature measurements from automatic meteo-rogical stations under method of periodic comparative measurements, on a section of PSHM network – 2017 [ABSTRACT]**

Authors: K. Rózdżyński, B. Peek, D. Biernacik, E. Jakusik, K. Piłczyński

The work is a successive study undertaken by the author in connection with research published by American authors – for recognizing and finding a solution to the question of variability of characteristics and metrological reliability of electronic measuring devices, applied in automatic hydrological and meteorological stations of the Polish State Hydrological and Meteorological Service.

The results of research, conducted in the previous years<sup>1</sup>, on the reliability of air temperature measurement as well as any other physical quantity converted into analogue signals, measured by the related automatic instruments of meteorological stations applied in the State Hydrological and Meteorological Service (PSHM) confirm that the measurements contain systematic unknown error of value individually variable in time, resulting from uncontrolled phenomenon of micro-variability of input/output characteristics in the ageing process of these instruments. The experimentally detected rate of accumulation of systematic unknown errors amounted to 0.3°C/8 months, which represents 0.45°C/year. The errors, in a systematic manner, overstate the results of air temperature measurements. At this rate of changes and lack of technical possibilities to correct them, the only rational solution is to develop the analytical and computational procedure to define them individually, and introduce related corrections to the obtained series of data in a disjoint mode.

In the interest of consistency between all measurements and national standards of measured quantities, the Polish Meteorological Service developed a specialized tool to analyse the effects of micro-variability of input/output characteristics of thermometric instruments. The tool, namely the analytical and computational system based on the statistical method of multiple regression of 5 physical variables with impact on the development and course of micro-variability of characteristics, was developed under 48 annual time series of obtained data. Moreover, the analytical and computational system included additional procedure for

---

<sup>1</sup>Quayle R., Eastering D., Karl T.R., Hughes P.Y., 1991, Effects of recent thermometer change in the cooperative station network, Bulletin of the American Meteorological Society, 72 (11), 1718-1723, DOI: 10.1175/1520-0477(1991)072<1718:EORTCI>2.0.CO;2

input data and calculations quality control. Its verification was conducted during annual implementation-based experiment at a section of PSHM network comprising 10 meteorological stations. The results thereof include:

- 1) Draft program for comparative measurements.
- 2) Detailed description of a tool for detecting and monitoring the changes in the reliability of the developed, verified and implemented integrated version of the aforementioned analytical and computational procedure which helps to apply the tool on a large scale and in the quasi-operational mode, in the program of monthly, telemetric monitoring of changes and control of the reliability of meteorological measuring instruments.
- 3) Developed concept, plan and detailed methods for the program of telemetric diagnostics of the technical condition and reliability of measurements. At present, it contains 9 detailed analyses which include:
  - assessment of the process of changes in the working characteristics of thermometric instrument of manned meteorological stations in a particular month;
  - assessment of the process of changes in the working characteristics of thermometric system of automatic, manned and unmanned, meteorological stations;
  - assessment of the quality of calculated series of corrections. automatic introduction of corrections, calculated individually for each measured value, to time series of thermometric data;
  - telemetric diagnostics of malfunctions of sensors and measuring instruments, including: process of self-heating of Pt-100 thermometric sensor; reliability of wind velocity sensor, air humidity sensor and atmospheric pressure sensor; reliability of analogue-to-digital converter;
  - long-term monitoring of micro-variability of characteristics of measuring instrument;
  - drift rate of the characteristics of measuring system;
  - prediction of the rate of changes in the characteristics of measuring instrument and lifespan of temperature measuring system;
  - analysis of causes and effects of deformation of characteristics of the measuring instrument;
  - assessment of the process of changes in the working characteristics of thermometric instrument of unmanned meteorological stations.

The programs of telemetric diagnostics can be extended to include other analytical and diagnostic procedures measurement program, i.e. climatic characteristics of stations participating in the program of comparative measurements, specific meteorological phenomena in 2017 and their potential impact on the results of analytical and computational methods.

- 4) Detailed results of the program of comparative measurements, with metrological comments.