

НАЦІОНАЛЬНИЙ УНІВЕРСИТЕТ «ЛЬВІВСЬКА ПОЛІТЕХНІКА»
МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ

Кваліфікаційна наукова
праця на правах рукопису

СОСОНКА ІРИНА ІВАНІВНА

УДК: 528.2

ДИСЕРТАЦІЯ

**АНАЛІЗ ТА ОЦІНКА ЯКОСТІ ЧАСОВИХ СЕРІЙ КООРДИНАТ
РЕФЕРЕНЦНИХ GNSS-СТАНЦІЙ УКРАЇНИ**

103 «Науки про Землю»
(шифр і назва спеціальності)

10 «Природничі науки»
(галузь знань)

Подається на здобуття наукового ступеня доктора філософії

Дисертація містить результати власних досліджень. Використання ідей,
результатів і текстів інших авторів мають посилання на відповідне джерело

_____ / І.І.Сосонка/
(підпис, ініціали та прізвище здобувача)

Науковий керівник Савчук Степан Григорович, д.т.н., професор
(прізвище, ім'я, по батькові, науковий ступінь, вчене звання)

ЛЬВІВ – 2021

АНОТАЦІЯ

Сосонка І.І. Аналіз та оцінка якості часових серій координат референцних GNSS-станцій України. – Кваліфікаційна наукова праця на правах рукопису.

Дисертація на здобуття наукового ступеня доктора філософії за спеціальністю 103 «Науки про Землю» (10 «Природничі науки»). – Національний університет «Львівська політехніка», Львів, 2021.

Довготривалі часові серії координат GNSS-станцій набули широкого застосування для моніторингу рухів Землі (наприклад, тектоніка плит, зміна рівня моря, дослідження руху полюсів та ін.). У часовому ряді координат ми можемо виявити лінійну чи нелінійну тенденцію, річні та піврічні сигнали, розриви та шум вимірювань. Більшість методів аналізу фокусуються на визначенні щорічних сигналів, дослідженні розривів у часових рядах і, нарешті, оцінці надійних швидкостей зміни координат опорних станцій, оскільки вони повинні бути стабільними протягом декількох десятиліть, що вимагає надійних методів спостереження та опрацювання даних, а також розуміння основних динамічних процесів. Залежно від характеру сигналу та інших факторів, що спричиняють зміни часового ряду, необхідні специфічні методи для розрізнення сигналів, що походять від тектонічного переміщення, та інших нетектонічних сигналів, таких, наприклад, як сезонні зміни. Ці методи можуть бути використані як для візуальної інтерпретації та попереднього опрацювання часових рядів, так і статистичного аналізу на предмет їх точності та необхідності врахування ряду джерел систематичних похибок.

Візуальна інтерпретація та попереднє опрацювання отриманих часових рядів координат включає виявлення та видалення зсувів та випадкових значень, характеристик шуму, оцінку тренду та сезонних змін, а також аналіз залишкових похибок. Щодо статистичного аналізу на предмет необхідності врахування ряду джерел систематичних похибок, то можливим є

використання широкого асортименту математичних підходів. Одним із них є неklasична теорія похибок вимірів (НТПВ). Її визначають як сучасну теорію математичного опрацювання даних часових рядів з достатньо великим обсягом вибірки (більше 500), оскільки відомо, що при багаторазових GNSS-вимірюваннях, фундаментальні принципи класичної теорії похибок вимірювань (КТПВ) перестають бути репрезентативними. Таким чином, основна увага даної дисертаційної роботи зосереджена на проведенні наукових досліджень часових серій для якісної оцінки точності визначення координат та оцінки придатності GNSS-станцій України для задач геодинаміки.

У розділі 1 «Аналіз методів опрацювання GNSS-даних та створення часових серій координат» розглянуто методи досліджень часових серій координат. Виходячи з огляду літературних джерел, можна стверджувати, що класичні методи досліджень часових серій координат дозволяють виключати відомі джерела похибок з достатньо високою точністю, не залежно від використаних методів опрацювання. Проте, при великій вибірці спостережень, детальніший аналіз часових серій координат вказує на неспроможність класичних методів виявляти залишкові похибки, тому є доцільним використання неklasичних методів для аналізу довготривалих спостережень. Методи НТПВ використовують в астрометрії, космічних дослідженнях, геодезичних задачах і геофізичних експериментах.

У розділі 2 «Фільтрація та аналіз часових серій координат» розглянуто процедуру аналізу часових серій координат. Фільтрування часових серій від лінійного тренду, річних сигналів, випадкових значень та зсувів дозволило вилучити систематичні похибки та випадкові значення та згладити часові серії координат. Порівняння отриманих значень середньо-квадратичних похибок до та після проведення процедури фільтрації вказує на те, що застосування класичних методів аналізу часових серій дозволяє зменшити вплив різного роду похибок в середньому на 40-50% для всіх складових координат. Результати виконаної фільтрації та аналізу, що було проведено

для мережі станцій України, дозволяє виконувати уточнення координат окремих станцій.

У розділі 3 «Математичний апарат для аналізу часових серій координат» розглянуто класичні методи та неklasичний метод аналізу часових серій координат. Виявлено, що кореляція між окремими станціями мереж може досягати значних величин, через що часові серії містять похибки загального режиму (Common Mode Errors, CME), які можуть бути вилучені широким спектром класичних методів. Використання просторово-часової фільтрації, методу найменших квадратів, оцінки максимальної правдоподібності дозволяють зменшити вплив цих похибок в середньому на 40%. Проте подальший аналіз отриманих часових серій, наприклад при порівнянні різних періодів спостережень, у деяких випадках показав, що результати значно відрізняються в залежності від обраного методу опрацювання, що вказує на наявність залишкових похибок, виявити які класичними методами неможливо. Застосування неklasичної теорії похибок вимірів передбачається при математичному опрацюванні великих обсягів спостережень, оскільки вони не підкоряються нормальному закону розподілу. Апробація НТПВ для перманентних станцій мереж IGS та EPN, розташованих на території України показала, що ймовірність P того, що виміри є вибілковими із нормальної генеральної сукупності відповідно змінюються в межах від 0.001 до 0.92. А це означає, що реальні розподіли похибок вимірів не підпорядковуються нормальному закону, але узгоджуються в рамках застарілих класичних уявлень про закон розподілу похибок великого обсягу.

У розділі 4 «Методика оцінки придатності GNSS-станцій для геодинамічних досліджень» було розроблено та реалізовано методику якісної оцінки точності визначення координат та оцінки придатності GNSS-станцій для задач геодинаміки. Апробація методики проведена для перманентних станцій Європи, що відносяться до різних класів точності. Перевірка на нормальність вимірів цих часових рядів для станцій, що входять в категорію

С0 показала хороші результати ймовірності $p(\chi^2)$ того, що виміри на станціях є вибірковими з нормальної генеральної сукупності склали від 0,14 до 0,98 в середньому для всіх складових координат. Для станцій С6 ця перевірка показала, що $0,001 < p(\chi^2) < 0,16$, що підтверджує дію слабких, не вилучених систематичних похибок. Практичне застосування методики проведено для аналізу 72 референцних станцій України, та за отриманими значеннями асиметрії, ексцесу, емпіричних розподілів та значень ймовірностей розроблена класифікація станцій, яка дозволила виділити станції, що є придатними для геодинамічних досліджень.

Ключові слова: Глобальні навігаційні супутникові системи (Global Navigation Satellite Systems, GNSS), часові серії координат, Common Mode Errors, СМЕ, класична теорія похибок вимірів (КТПВ), некласична теорія похибок вимірів (НТПВ), тренд, північна складова (North, N), східна складова (East, E), вертикальна складова (Up, U), залишкові похибки.

СПИСОК ПУБЛІКАЦІЙ ЗДОБУВАЧА, В ЯКИХ ОПУБЛІКОВАНІ ОСНОВНІ НАУКОВІ РЕЗУЛЬТАТИ ДИСЕРТАЦІЇ

Статті у наукових періодичних виданнях іншої держави, які включено до міжнародних наукометричних баз

1. Dvulit, P., Savchuk, S., Sosonka, I. (2021). Accuracy estimation of site coordinates derived from GNSS-observations by non-classical error theory of measurements. *Geodesy and Geodynamics*, Volum 12, Issue 5, p. 347-355 DOI:10.1016/j.geog.2021.07.005.

Статті у наукових періодичних виданнях України, які включено до міжнародних наукометричних баз

2. Dvulit, P., Savchuk, S., Sosonka, I. (2020). The processing of GNSS observation by non-classical error theory of measurements. *Науковий журнал "Геодинаміка"*, Випуск 1(28), p. 19-28, DOI:10.23939/jgd2020.01.019.

Статті у наукових фахових виданнях України

3. Sosonka I. (2021). Determination of the correlation degree between GNSS stations of Ukraine based on time series. *Український журнал дистанційного зондування Землі*. 2021. № 8 (2). С. 21–26, DOI:10.36023/ujrs.2021.8.2.191.

Публікація у науковому виданні, яка додатково відображає наукову цінність дисертації

4. Savchuk, S., Khoptar, A., Sosonka, I. (2020). Processing of a regional network of GNSS stations by the PPP method. *Wybrane aspekty zabezpieczenia nawigacji lotniczej, Seria wydawnicza "Problemy współczesnej nawigacji"*, Część 2, pp. 159-170.

Публікації, які засвідчують апробацію матеріалів дисертації, а саме матеріали та тези міжнародних і вітчизняних науково-технічних та наукових конференцій

5. Савчук, С., Сосонка, І.(2014). Аналіз щоденних комбінованих розв'язків мережі референцних GNSS станцій України. *Науковий вісник Ужгородського університету*, Випуск 3, Ужгород, с. 43-47.

6. Сосонка, І. (2014). Аналіз часових рядів зміни координат референцних станцій України. *Збірник тез та доповідей 72-ї студентської науково-технічної конференції*, Львів, с. 50-52.

7. Сосонка, І. (2017). Порівняння методів аналізу часових серій координат референцних GNSS-станцій : підготовчий етап. *збірник тез Міжнародної науково-технічної конференції молодих вчених «GeoTerrace-2017»*, Львів, с. 42-44.

8. Савчук, С., Сосонка, І. (2018). Визначення впливу іоносферних ефектів вищих порядків на точність координат GNSS станцій. *Збірник матеріалів ІХ Міжнародної науково-практичної конференції «Нові технології в геодезії, землевпорядкуванні, лісовпорядкуванні та природокористуванні»*, Ужгород, с. 39-42.

9. Сосонка, І., Боїло, Д. (2018). Аналіз похибок часових серій координат референцних GNSS-станцій. *Збірник матеріалів Міжнародної науково-практичної конференції молодих вчених «GeoTerrace-2018»*, Львів, с. 55-56.

10. Сосонка, І. (2019). Аналіз часових серій координат GNSS-станцій України за допомогою програмного пакету iGPS. *Збірник тез 24-тої Міжнародної науково-технічної конференції «GEOFORUM'2019»* Львів-Яворів-Брюховичі, с. 8-9.

11. Сосонка, І. (2020). Опрацювання та аналіз часових серій координат референцних GNSS-станцій України із використанням програмного пакету iGPS. *Збірник тез 25 Міжнародної науково-технічної конференції «GEOFORUM'2020»*, с. 97-100.

12. Дзуліт, П., Сосонка, І. (2020). Некласичний підхід до моделювання похибок просторових координат GNSS-вимірів. *Збірник наукових праць учасників Міжнародної науково-практичної конференції «Сучасні тенденції в математичному моделюванні і його програмному забезпеченні»*, Рівне, с. 5-8.

13. Проданець, І., Сосонка, І. (2020). Оцінка точності визначення координат GNSS-станцій мережі ZAKPOS. *Збірник матеріалів X Міжнародної науково-практичної конференції «Нові технології в геодезії, землевпорядкуванні, лісовпорядкуванні та природокористуванні»*, Випуск 1, Ужгород, с. 7-12.

ABSTRACT

Sosonka I.I. Analysis and evaluation of the quality of coordinate time series of Ukrainian reference GNSS-stations. – Qualifying scientific work on the rights of the manuscript.

Dissertation for the degree of Doctor of Philosophy (PhD) on specialty 103 – Earth Sciences (10 «Natural Sciences»). – Lviv Polytechnic National University, Lviv, 2021.

Long-term time series of GNSS-stations have been widely used to monitor Earth's movements (eg, plate tectonics, sea level changes, pole motion studies, etc.). We can detect a linear or nonlinear trend, annual and semi-annual signals, gaps, and measurement noise in the time series of coordinates. Most analysis methods are focused on identifying annual signals, analyzing time series gaps, and finally estimating reliable rates of reference station coordinates changes, as they must be stable for several decades, which requires reliable methods for observing and processing data and understanding basic dynamic processes. Depending on the nature of the signal and other factors that cause time series changes, specific methods are needed to distinguish between signals from tectonic movement and other non-tectonic signals, such as seasonal changes. These methods can be used both for visual interpretation and pre-processing of time series, and statistical analysis for their accuracy and the need to take into account a number of systematic errors sources.

Visual interpretation and pre-processing of the obtained time series of coordinates includes detection and removal of offsets and random errors, noise characteristics, assessment of the trend and seasonal changes, as well as analysis of residual errors. Regarding statistical analysis on the need to take into account a number of systematic errors sources, it is possible to use a wide range of mathematical approaches. One of them is the Non-classical error theory of measurement (NETM). It is defined as a modern theory of mathematical processing of time series data with a sufficiently large sample size (more than 500)

because it is known that with multiple GNSS-measurements, the fundamental principles of Classical error theory of measurement (CETM) cease to be representative. Thus, the main attention of this dissertation is focused on conducting research of time series for qualitative assessment of the accuracy of determining the coordinates and assessing the suitability of Ukrainian GNSS-stations for geodynamic researches.

In section 1 "Analysis of methods for processing GNSS data and creating coordinate time series" discusses methods for research time series of coordinates. Based on a review of literature sources, it can be argued that the classical methods of research of time series of coordinates allow excluding known sources of errors with sufficiently high accuracy, regardless of the methods used. However, with a large sample of observations, a more detailed analysis of the time series of coordinates indicates the inability of classical methods to detect residual errors, so it is advisable to use non-classical methods for the analysis of long-term observations. The NETM methods are used in astrometry, space research, geodetic researches and geophysical experiments.

In section 2 «Filtration and analysis of time series of coordinates" the procedure of analysis of coordinate time series is considered. Filtering time series from linear trend, annual signals, random errors, and offsets allowed to eliminate systematic and random errors and smooth time series of coordinates. Comparison of the obtained values of RMS errors before and after the cleaning procedure indicates that the use of classical methods of time series analysis can reduce the impact of various errors by an average of 40-50% for all coordinate components. The results of the performed filtering and analysis, which was carried out for the network of Ukrainian stations, allow specifying the coordinates of individual stations.

In section 3 "Mathematical apparatus for the analysis of time series" discusses the classical and non-classical methods of analysis of coordinate time series. It was found that the correlation between individual network stations can reach significant values, due to which time series contain Common Mode Errors

(CME), which can be removed by a wide range of classical methods. The use of Spatio-temporal filtering, the Least Squares Method (LSM), Maximum Likelihood Estimation (MLE) can reduce the impact of these errors by an average of 40%. However, further analysis of the obtained time series, for example when comparing different periods of observations, in some cases, showed that the results differ significantly depending on the chosen method of processing, which indicates the presence of residual errors, which can not be detected by classical methods. Application of non-classical error theory of measurement is assumed in the mathematical processing of large volumes of observations because they do not confirm to the normal distribution law. Approbation of NETM for permanent stations of IGS and EPN networks located on the territory of Ukraine showed that the probability P that the measurements are sampled from the normal general population varies in the range from 0.001 to 0.92. This means that the real distributions of measurement errors are not confirm to the normal law, but are consistent in the framework of outdated classical ideas about the law of distribution of large errors.

In section 4 "Methods for assessing the suitability of GNSS-stations for geodynamic research" was developed and implemented a method of qualitative assessment of the accuracy of coordinates and assessment of the suitability of GNSS-stations for geodynamic researches. The approbation of the method was carried out for permanent stations in Europe belonging to different accuracy classes. Verification of the normality of the measurements of the time series for stations in category C0 showed good results of the probability $p(\chi^2)$ that the measurements at the stations are sampled from the normal summation from 0.14 to 0.98 on average for all coordinate components. For C6 stations, this validation showed that $0,001 < p(\chi^2) < 0,16$, which confirms the effect of weak, not removed systematic errors. The practical application of the method was carried out for the analysis of 72 Ukrainian reference stations, and according to the obtained values of asymmetry, excess, empirical distributions, and probability values, classification of

stations was developed, which allowed to select stations suitable for geodynamic research.

Key words: Global Navigation Satellite Systems (GNSS), coordinate time series, Common Mode Errors (CME), Classical Error Theory of Measurements (CETM), Non-classical Error Theory of Measurements (NETM), trend, North component (N), East component (E), Up component (U), residual errors.

THE RESEARCHER LIST OF PUBLICATIONS WHICH CONTAIN THE MAIN SCIENTIFIC RESULTS OF THIS DISSERTATION

Publications in scientific editions of other countries, which are included in international science-computer databases

1. Dvulit, P., Savchuk, S., Sosonka, I. (2021). Accuracy estimation of site coordinates derived from GNSS-observations by non-classical error theory of measurements. *Geodesy and Geodynamics*, Volum 12, Issue 4, DOI:10.1016/j.geog.2021.07.005.

Publications in scientific editions of Ukraine, which are included in international science-computer databases

2. Dvulit, P., Savchuk, S., Sosonka, I. (2020). The processing of GNSS observation by non-classical error theory of measurements. *Geodynamics*, Volume 1(28), p. 19-28, DOI:10.23939/jgd2020.01.019.

Publications in scientific professional editions of Ukraine

3. Sosonka I. (2021). Determination of the correlation degree between GNSS stations of Ukraine based on time series. *Ukrainian journal of remote sensing. № 8* (2). p. 21–26, DOI:10.36023/ujrs.2021.8.2.191.

Publication in a scientific journal, which additionally reflects the scientific value of the dissertation

4. Savchuk, S., Khoptar, A., Sosonka, I. (2020). Processing of a regional network of GNSS stations by the PPP method. *Wybrane aspekty zabezpieczenia nawigacji lotniczej, Seria wydawnicza "Problemy współczesnej nawigacji"*, Część 2, pp. 159-170.

**Publications that testify to the approbation of the dissertation materials,
namely the materials and abstracts of international and national scientific and
technical conferences**

5. Savchuk, S., Sosonka, I. (2014). Analysis of daily combined solutions of the network of reference GNSS-stations of Ukraine. *Scientific Bulletin of Uzhhorod University*, Volume 3, Uzhhorod, pp. 43-47.

6. Sosonka, I. (2014). Analysis of time series of coordinates changes of Ukrainian reference stations. *Collected abstracts and reports of the 72nd student scientific and technical conference*, Lviv, pp. 50-52.

7. Sosonka, I. (2017). Comparison of analysis methods of coordinate time series of reference GNSS-stations: preparatory stage. *Proceedings of International Conference of young scientist «GeoTerrace-2017»*, Lviv, pp. 42-44.

8. Savchuk, S., Sosonka, I. (2018). Determination of the influence of higher order ionospheric effects on the accuracy of GNSS-station coordinates. *Materials of the IX International Scientific and Practical Conference «New technologies in geodesy, land management, forest management and nature management»*, Uzhhorod, pp. 39-42.

9. Sosonka, I., Boilo, D. (2018). Analysis of coordinate time series errors of reference GNSS-stations. *Proceedings of International Conference of young scientist «GeoTerrace-2018»*, Lviv, pp. 55-56.

10. Sosonka, I. (2019). Analysis of coordinate time series of Ukrainian GNSS-stations using the iGPS software package. *Proceedings of 24th international scientific technical conference «GEOFORUM'2019»»* Lviv-Iavoriv-Bruhovuchi, pp. 8-9.

11. Sosonka, I. (2020). Processing and analysis of coordinate time series of Ukrainian reference GNSS-stations using the iGPS software package. *Proceedings of 25th international scientific technical conference «GEOFORUM'2020»*, pp. 97-100.

12. Dvulit, P., Sosonka, I. (2020). A non-classical approach to modeling the errors of spatial coordinates of GNSS measurements. *Collection of scientific works of the participants of the International scientific-practical conference "Modern tendencies in mathematical modeling and its software"*, Rivne, pp. 5-8.

13. Prodanets, I., Sosonka, I. (2020). Estimation the accuracy of coordinates determination of GNSS-stations of the ZAKPOS network. *Materials of the X International Scientific and Practical Conference «New technologies in geodesy, land management, forest management and nature management»*, Volume 1, Uzhorod, pp. 7-12.

ЗМІСТ

ПЕРЕЛІК УМОВНИХ ПОЗНАЧЕНЬ	18
ВСТУП	21
РОЗДІЛ 1. АНАЛІЗ МЕТОДІВ ОПРАЦЮВАННЯ GNSS-ДАНИХ ТА СТВОРЕННЯ ЧАСОВИХ СЕРІЙ КООРДИНАТ	27
1.1. Огляд методів досліджень часових серій координат	27
1.2. Методи опрацювання GNSS-спостережень	36
1.2.1. Підходи до опрацювання GNSS-даних	36
1.2.2. Програмне забезпечення для опрацювання GNSS-даних та створення часових серій координат	44
1.2.3. Опрацювання GNSS-даних на кафедрі вищої геодезії та астрономії Львівської політехніки	50
1.3. Функціональна модель часових серій координат	54
Висновки до розділу 1	58
РОЗДІЛ 2. ФІЛЬТРАЦІЯ ТА АНАЛІЗ ЧАСОВИХ СЕРІЙ КООРДИНАТ	60
2.1. Процедура аналізу часових серій координат	60
2.2. Фільтрація : визначення та видалення зміщень та випадкових компонент	65
2.3. Фільтрація : оцінка періодичних сигналів	68
2.4. Вилучення лінійного тренду із часових серій координат	70
2.5. Аналіз вмісту шуму в часових серіях	72
2.6. Статистичний аналіз часових серій координат	74
Висновки до розділу 2	79
РОЗДІЛ 3. МАТЕМАТИЧНИЙ АПАРАТ ДЛЯ АНАЛІЗУ ЧАСОВИХ СЕРІЙ КООРДИНАТ	81
3.1. Класичні методи аналізу часових серій координат	81
3.1.1. Просторово-часова фільтрація	81
3.1.2. Метод найменших квадратів	87
3.1.3. Оцінка максимальної правдоподібності	91

3.2.	Некласичний метод аналізу часових серій координат	95
3.2.1.	Фундаментальні принципи некласичної теорії похибок вимірів (НТПВ)	96
3.2.2.	Застосування НТПВ для аналізу часових серій перманентних GNSS-станцій України	103
	Висновки до розділу 3	107
	РОЗДІЛ 4. МЕТОДИКА РЕПРЕЗЕНТАТИВНОГО ОЦІНЮВАННЯ ТОЧНОСТІ ЧАСОВИХ РЯДІВ GNSS-КООРДИНАТ НА ОСНОВІ НЕКЛАСИЧНОЇ ТЕОРІЇ ПОМИЛОК ВИМІРІВ	109
4.1.	Організація експериментальних досліджень	109
4.2.	Отримання залишкових компонент тестових часових серій GNSS-координат на прикладі перманентних станцій EPN	110
4.3.	Алгоритм побудови реальних розподілів залишкових компонент часових рядів та їх інтерпретація	113
4.4.	Методика репрезентативної оцінки точності визначення GNSS-координат на основі аналізу залишкових компонент у часових серіях	118
4.5.	Практичне застосування методики та розробка класифікації референцних GNSS-станцій України	121
	Висновки до розділу 4	125
	ВИСНОВКИ	126
	СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ	128
	ДОДАТКИ	143

ПЕРЕЛІК УМОВНИХ ПОЗНАЧЕНЬ

BDS	Китайська навігаційна супутникова система BeiDou (<u>B</u> ei <u>D</u> ou <u>S</u> ystem)
CME	Помилки загального режиму (<u>C</u> ommon <u>M</u> ode <u>E</u> rrors)
DD	Метод подвійних різниць (<u>D</u> ouble <u>D</u> ifferences)
EOF	Емпірична ортогональна функція (<u>E</u> mpirical <u>O</u> rthogonal <u>F</u> unction)
ETRF	Реалізація європейської земної референцної системи відліку (<u>E</u> uropean <u>T</u> errestrial <u>R</u> eference <u>F</u> rame)
ETRS	Європейська земна система відліку (<u>E</u> uropean <u>T</u> errestrial <u>R</u> eference <u>S</u> ystem)
EPN	Європейська мережа перманентних станцій (<u>E</u> UREF <u>P</u> ermanent <u>N</u> etwork)
EUREF	Підкомісія Міжнародної геодезичної асоціації (Reference <u>F</u> rame <u>S</u> ub- <u>C</u> ommission for Europe)
Galileo	Європейська навігаційна супутникова система
GNSS	Глобальні навігаційні супутникові системи (<u>G</u> lobal <u>N</u> avigation <u>S</u> atellite <u>S</u> ystems)
GPS	Глобальна система позиціонування США (<u>G</u> lobal <u>P</u> ositioning <u>S</u> ystem)
IAG	Міжнародна геодезична асоціація (<u>I</u> nternational <u>A</u> ssociation of

Geodesy)

IGS	Міжнародна служба GNSS (<u>I</u> nternational <u>G</u> NSS <u>S</u> ervice)
IUGG	Міжнародний союз геодезії та геофізики (<u>I</u> nternational <u>U</u> nion of <u>G</u> eodesy and <u>G</u> eophysics)
IRNSS	Індійська регіональна навігаційна супутникова система (<u>I</u> ndian <u>R</u> egional <u>N</u> avigation <u>S</u> atellite <u>S</u> ystem)
ITRS	Міжнародна земна референцна система (<u>I</u> nternational <u>T</u> errestrial <u>R</u> eference <u>S</u> ystem)
ITRF	Реалізація міжнародної земної системи відліку (<u>I</u> nternational <u>T</u> errestrial <u>R</u> eference <u>F</u> rame)
JPL	Лабораторія реактивного руху (<u>J</u> et <u>P</u> ropulsion <u>L</u> aboratory)
KLE	Розсіювання Кархунена-Льова (<u>K</u> arhunen- <u>L</u> oève <u>E</u> xpansion)
MLE	Метод максимальної правдоподібності (<u>M</u> aximum <u>L</u> ikelihood <u>E</u> stimation)
NEU	Північна, східна та висотна складові координат (<u>N</u> orth, <u>E</u> ast, <u>U</u> p)
PCA	Метод основних компонент (<u>P</u> rincipal <u>C</u> omponent <u>A</u> nalysis)
PPP	Абсолютний метод точного позиціонування (<u>P</u> recision <u>P</u> oint <u>P</u> ositioning)
QZSS	Квазі-зенітна супутникова система (<u>Q</u> uasi- <u>Z</u> enith <u>S</u> atellite <u>S</u> ystem)
RINEX	Незалежний формат обміну даних приймача (<u>R</u> eceiver

INdependent EXchange Format)

SINEX	Незалежний формат обміну даних програм (<u>S</u> olution (Software/technique) <u>I</u> Ndependent <u>E</u> Xchange Format)
SWF	Сингулярна вагова функція (<u>S</u> ingular <u>W</u> eight <u>F</u> unction)
Slope	Нахил тренду часових серій
ZHD	Гідростатична (суха) складова тропосферної затримки (<u>Z</u> enith <u>H</u> ydrostatic <u>D</u> elay)
ZWD	Волога складова тропосферної затримки (<u>Z</u> enith <u>W</u> et <u>D</u> elay)
ГЛОНАСС	Глобальна навігаційна супутникова система (<u>Г</u> Л <u>О</u> бальная <u>Н</u> А <u>в</u> игационная <u>С</u> путниковая <u>С</u> истема)
ЗСКП	<u>З</u> важена <u>с</u> ередньо- <u>к</u> вадратична <u>П</u> охибка
НСКП	<u>Н</u> ормована <u>с</u> ередньо- <u>к</u> вадратична <u>П</u> охибка
КТПВ	<u>К</u> ласична <u>Т</u> еорія <u>П</u> охибок <u>В</u> имірів
НТПВ	<u>Н</u> екласична <u>Т</u> еорія <u>П</u> охибок <u>В</u> имірів
МНК	<u>М</u> етод <u>Н</u> айменших <u>К</u> вадратів
ПЗ	<u>П</u> рограмне <u>з</u> абезпечення
СКП	<u>С</u> ередньо- <u>к</u> вадратична <u>П</u> охибка

ВСТУП

Обґрунтування вибору теми дослідження. В результаті багаторічних досліджень часових серій координат постійно діючих GNSS-мереж були виявлені зміни в координатах станцій спостережень, які корелюють з рухами земної кори. Як правило, ці зміни характеризуються постійним трендом і періодичними складовими. Дослідження трендів і періодичних складових часових серій вкрай важливо при геодинамічному моніторингу, оскільки дозволяє розрізнити рухи, пов'язані з природними (ендогенні та екзогенні) та техногенними процесами, і зміни, викликані іншими процесами, наприклад, роботою самої навігаційної системи.

Дані для часових серій отримують з опрацювання GNSS-спостережень в спеціалізованому програмному забезпеченні, в якому врахована більшість відомих на сьогоднішній час джерел похибок. Цими питаннями займалися закордонні та вітчизняні вчені (Barbarella M., Bertiger W., Dach R., Desai S., Floud M.A., Fridez P., Furqan A., Gandolfi S., Herring T.A., King R.W., Lutz S., McClusky S.C., Miller K., Ricucci A., Ries P., Walser P., Zanutta A., Іщенко М.В., Литвин М.О., Савчук С.Г.).

Безпосередньо дослідженням джерел похибок часових серій координат GNSS-станцій займалися He X., Montillet J.-P., Fernandes R., Bos M., Yuan L., Ding X., Kwok S., Chan R., Van Dam T., Collilieux X., Wuite J., Altamimi Z., Ray J., Tian Y., Shen Z.K., Williams S.D.P., Penna N.T., Williams S.D., Bock Y., Fang P., Jamason P., Nikolaidis R.M., Prawirodirdjo L., Johnson D.J., Савчук С.Г. Існує багато класичних методів аналізу часових серій, які можна виконати вручну та в автоматизованому режимі. Питаннями розробки спеціалізованого програмного забезпечення для автоматизованого аналізу похибок часових серій займалися Goudarzi M. A., Herring T.A., King R.W., Sharma G., Martin J., Williams S.D.P., Vitti A., Tian Y., Webb F.H., Zumberge J.F., Sugiyama M., Suzuki T., Kanamori T., Salisbury J.I., Wimbush M., Rothacher, M., Beutler, G., Gurtner, W., Schildknecht T., Wild U., Dong, D.

Трендовий рух оцінюється з часових рядів GNSS-координат одночасно із періодичними складовими, які мають переважно сезонні ознаки та зміщення. Власне такі рухи й становлять так звану математичну або детерміновану модель. З чисельних досліджень [75, 37, 23] виявлено, що трендова складова не є постійною в часі як з точки зору амплітуди, так і тривалості періоду.

Після вилучення детермінованої моделі із часового ряду залишкові часові серії досліджуються за допомогою деякої моделі шуму, наприклад білий шум в поєднанні із випадковим шумом. Вміст шуму найчастіше досліджується за допомогою спеціальних математичних методів. Дослідженнями шуму в часових серіях координат займалися Wang W., Zhao B., Wang Q., Yang S., Wu Z., Huang N.E., Mao A., Harrison C.G.A., Dixon T.H., Santamaría-Gómez A., Amiri-Simkooei A., Tiberius C., Kenselaar F., Stewart M., Penna N., Lichti D., Langbein J., Williams S.D.P, Klos A., Figurski M., Bogusz J. В цілому шум мінімізується шляхом використання широкого спектра просторово-часових методів фільтрації [34].

Подібно до трендової складової вміст шуму теж не є постійним в часі як щодо амплітуди, так і періоду [34]. Це безпосередньо впливає на невизначеність швидкості зміни координат GNSS-станцій і на геодинамічну інтерпретацію. У цьому плані використанням часових серій для геодинамічних досліджень займалися Wdowinski S., Bock Y., Zhang J., Fang P., Genrich J., Van Dam T., Wahr J., Milly P.C.D., Shmakin A.B., Blewitt G., Lavallée D., Larson K.M., Lambeck K., Huang N.E., Chern C.C., Huang K., Salvino L.W., Long S.R., Fan K.L., Agnew D., Dong D., Третяк К.Р.

Отже, якщо будь-який із компонентів часових рядів (довготривалий тренд), сезонні характеристики чи зміщення або шум буде неправильно прийнято, то цей ефект передається залишковим часовим серіям, що спричинить зміну його характеру. Як правило, в аналізі часових рядів застосовується класичний підхід, який базується на теорії похибок Гаусса. Він передбачає, що в залишкових даних відсутні систематичні похибки.

Однак при проведенні аналізу часових серій координат [22, 134, 116] виявлено, що мають місце деякі невраховані фактори в моделях, які застосовуються у програмному забезпеченні при опрацюванні GNSS-даних. Можуть також проявлятися впливи місцевих особливостей (гідрологічний режим, наявність перешкод супутниковим сигналам, стійкість геодезичного знаку тощо) у місці розташування станції спостережень, що обумовлює вибірковість цього процесу в окремих станціях. В цілому це означає, що навіть при наявності однакового обладнання і програм спостережень, довіра до результатів кожної окремої GNSS-станції може суттєво відрізнятись. Тому очевидно, що тільки індивідуальний підхід до кожної станції може виявити придатність її даних для подальшого геодинамічного аналізу.

Таким чином, вибір теми дослідження і її актуальність зумовлені необхідністю застосування сучасного математичного апарату для досліджень часових рядів з достатньо великим обсягом вибірки для їх якісного аналізу. Тому виявлення придатності перманентних та референцних GNSS-станцій до репрезентативного розв'язування задач геодинаміки є актуальною задачею.

Зв'язок роботи з науковими програмами, планами, темами. Науково-дослідна робота виконувалась на кафедрі вищої геодезії та астрономії Національного університету «Львівська політехніка» і відповідає тематиці наукової діяльності кафедри «Моніторинг фізичної поверхні Землі та її атмосфери на основі аналізу результатів сучасних наземних і супутникових вимірювань».

Мета і завдання досліджень. Метою дисертаційної роботи є проведення теоретичних та практичних досліджень часових серій координат референцних GNSS-станцій України з метою встановлення їх придатності для геодинамічних досліджень.

Відповідно до поставленої мети, необхідно вирішити такі завдання:

– дослідити інструментарій опрацювання даних GNSS-спостережень для отримання часових рядів координат;

- виконати фільтрацію часових серій координат GNSS-станцій України за допомогою спеціалізованого програмного пакета;
- виконати опрацювання часових серій координат GNSS-станцій неklasичною теорією похибок вимірів для перевірки гіпотези про їх підпорядкування нормальному закону розподілу;
- розробити алгоритм оцінювання точності визначення координат станцій GNSS-спостережень неklasичною теорією похибок вимірів;
- оцінити придатність GNSS-станцій України для геодинамічних досліджень.

Об'єкт дослідження. Часові серії координат референцих GNSS-станцій.

Предмет дослідження. Оцінювання придатності результатів GNSS-спостережень для задач геодинаміки.

Методи дослідження. При проведенні досліджень використані методи статистичного опрацювання та оптимальної фільтрації експериментальних даних, методи математичного моделювання.

Наукова новизна отриманих результатів. Поставлені і вирішені завдання, пов'язані з встановленням придатності перманентних GNSS-станцій до розв'язування задач геодинаміки на основі використання неklasичної теорії похибок вимірів.

Ступінь наукової новизни дисертаційних досліджень визначають наступні основні результати:

- розроблено методику оцінювання точності координат станцій GNSS-спостережень неklasичною теорією похибок вимірів;
- підтверджено дію не вилучених із вимірювань чи опрацювання джерел похибок у часових серіях координат;
- розроблено та реалізовано методику виявлення придатності результатів спостережень окремих GNSS-станцій для задач геодинаміки.

Достовірність наукових і практичних результатів підтверджується використанням сучасних наукових методів та програмного забезпечення,

збіжністю теоретичних результатів з даними експерименту, апробацією результатів в практичних умовах, критичним обговоренням результатів роботи на науково-технічних конференціях.

Практичне значення отриманих результатів. Практична значущість роботи полягає в тому, що отримані числові значення емпіричних розподілів координат станцій із застосуванням розробленої методики дозволяють розробити класифікацію референцних станцій України для їх подальшого використання при розв'язуванні задач геодинаміки.

Особистий внесок здобувача. Результати наукових досліджень, які представлені у дисертаційній роботі та виносяться на захист, отримані автором самостійно. Загалом за темою дисертації опубліковано 13 наукових праць. Основні положення та результати дисертаційної роботи, отримані автором, опубліковано у співавторстві у працях [6, 9, 11, 12, 15, 45, 46, 118] та одноосібно у [13, 14, 16, 17, 123]. Більшість праць присвячені визначенню та видаленню систематичних та випадкових компонент із часових серій координат [11, 12, 13, 14, 15, 118], кореляції між станціями мережі [123], вмісту СМЕ в часових серіях координат [123], а також розробленні та реалізації методики оцінки придатності станцій для задач геодинаміки [45, 46].

Апробація результатів дисертації. Основні положення та результати наукових досліджень, що включені до дисертації, доповідались і обговорювались на міжнародних та всеукраїнських наукових конференціях, зокрема на 72-й студентській науково-технічній конференції у 2014 р., Міжнародній науково-практичній конференції «Нові технології в геодезії, землевпорядкуванні, лісовпорядкуванні та природокористуванні» (м. Ужгород, Україна) у 2014 р., 2018 р., 2020 р., Міжнародній науково-технічній конференції GEOFORUM (Львів-Брюховичі-Яворів, Україна) у 2019-2020 рр., Міжнародній науково-технічній конференції молодих вчених «GeoTerrace» (м. Львів, Україна) у 2017-2018 рр., науковій конференції «SATELITARNE POZYCJONOWANIE-

PRECYZYJNA NAWIGACJA-MOBILNY MONITORING» (Dęblin, Poland) у 2018 р.

Результати, отримані у дисертаційній роботі, використовувалися при проходженні спеціального тренінгу по застосуванні програмного забезпечення GipsyX для розв'язання проблем геодинаміки та метеорології (7-9 жовтня 2019 р., м. Демблін, Польща).

Публікації. Основні положення дисертації опубліковано у 13 наукових працях. Серед них: 1 публікація у науковому періодичному виданні України, яке внесено до міжнародних наукометричних баз даних, 1 публікація у науковому виданні, яка додатково відображає наукову цінність дисертації, 1 публікація у науковому фаховому виданні України, 1 публікація у науковому періодичному виданні іншої держави, яке внесено до міжнародних наукометричних баз даних, 9 публікацій, які засвідчують апробацію матеріалів дисертації та які додатково відображають наукові результати дисертації.

Структура та обсяг дисертації. Дисертація складається з анотації, вступу, чотирьох розділів основної частини, висновків, списку літератури та додатків. Загальний обсяг дисертації становить 173 сторінки, у тому числі 97 сторінок основної частини, включаючи 22 рисунки, 27 таблиць та 146 позицій списку літератури.

РОЗДІЛ 1. АНАЛІЗ МЕТОДІВ ОПРАЦЮВАННЯ GNSS ДАНИХ ТА СТВОРЕННЯ ЧАСОВИХ СЕРІЙ КООРДИНАТ

1.1. Огляд методів досліджень часових серій координат

Можливості супутникових технологій достатньо ефективні та універсальні, а тому їх широко застосовують в природничих науках при розв'язанні різноманітних задач, в тому числі й моніторингового характеру. Основою у таких технологіях є як поодинокі, так і об'єднані у мережі станції GNSS-спостережень. Найбільш відомою є глобальна мережа постійно діючих (перманентних) GNSS-станцій під егідою IGS (International GNSS Service) та її континентальні відділення, такі, наприклад, як EUREF (Reference Frame Sub-Commission for Europe). Центри аналізу таких мереж виконують збір, аналіз, моделювання, дослідження та інтерпретацію даних спостережень мереж GNSS-станцій. У них вже накопичено часових рядів GNSS-даних тривалістю більше ніж двадцять років, що стимулюють технологічний розвиток, забезпечуючи цінними даними, зокрема, для вивчення геодинаміки та глобальної тектоніки земної літосфери та мантиї [58]. Нижче наведено коротку характеристику зазначених мереж GNSS-станцій.

Міжнародна служба IGS організаційно складається з понад 200 університетів та дослідницьких установ у 100 країнах світу, забезпечує підтримку реалізації Міжнародної земної системи відліку, надає доступ до даних мережі перманентних станцій, а також GNSS продуктів.



Рисунок 1.1 - Карта розташування станцій, що входять в IGS [66]

На рис 1.1 зображено картосхему розташування станцій мережі IGS станом на середину 2021 року. IGS створює такі основні продукти [66]:

- точні ефемериди орбіт супутників та поправки годинників GNSS;
- параметри обертання Землі та координати GNSS-станцій;
- параметри іоносфери та тропосфери;
- «сирі» дані вимірювань для кожної станції.

Мережа перманентних GNSS-станцій EPN (EUREF Permanent Network) охоплює європейський континент. Вона створена в 1995 році з метою підтримки та вдосконалення обслуговування Європейської земної системи відліку (ETRS89) та її послідовних реалізацій [47].

Як правило, для високоточного визначення швидкостей зміни координат необхідна наявність довготривалих безперервних часових серій координат. Проте, як показують численні дослідження, часові серії містять не тільки геофізичні сигнали, але також не модельовані помилки, значні річні та піврічні сигнали та інші параметри, що може суттєво вплинути на достовірність визначення координат та швидкостей їх зміни [30].

Основними похибками GNSS-вимірювань, що впливають на достовірність отриманих результатів, пов'язані із [71]:

1. Супутниками:
 - Геометрія сузір'я супутників;
 - Визначення часу;
 - Визначення ефемерид і координат ШСЗ.
2. Зовнішніми умовами:
 - Іоносферні затримки;
 - Тропосферні затримки;
 - Багатошляховість сигналу;
 - Релятивістські ефекти.
3. Приймачами:
 - Інструментальні похибки;
 - Похибки фазового центру;

- Центрування антени.

Сигнал, що наближається до антени приймача, як правило, проходить певні перешкоди, наприклад відбиття від предметів, що оточують приймач, потенційно потрапляючи до антени кілька разів - це явище відоме як багатошляховість. Багатошляховість - одне з основних джерел помилок, яке може мати значний вплив на GNSS-виміри [110].

Іоносфера є значним джерелом похибок у сукупності існуючих GNSS-похибок. Діапазон похибки впливу іоносфери коливається від декількох метрів до десятків метрів в зеніті [75, 77]. Оскільки іоносфера є дисперсійним середовищем, то для виключення іоносферної затримки першого порядку, яка складає майже 97% на практиці використовується відома лінійна комбінація фазових та кодових спостережень Ionosphere-free [120]. Це справедливо лише у випадку, якщо такі вимірювання проводяться на двох і більше частотах [45]. Іоносферні затримки другого і вищих порядків, зумовлені впливом змінного магнітного поля та похідними від нього геофізичними явищами є достатньо малими й майже нівелюються при аналізі часових рядів [12].

Тропосферна затримка сигналу в GNSS-вимірах виключається шляхом використання відповідної тропосферної моделі. Як правило, в таких моделях зенітна тропосферна затримка сигналу (ZTD) розбивається на суху (ZHD) і вологу (ZWD) складові. Значення сухої складової ZHD обчислюється за допомогою деякої загальноприйнятої моделі, а некомпенсована моделлю залишкова складова ZWD розглядається як додатковий невідомий параметр, який визначається із опрацювання GNSS-спостережень [38].

Розходження шкал часу між приймачем сигналів користувача та конкретної GNSS оцінюється із опрацювання GNSS-спостережень як невідомий параметр, а подібне розходження супутникових шкал часу повністю компенсується при використанні різницевого методу DD або визначається за спеціальними програмами міжнародних центрів для використання у методі PPP [64].

Спеціалізоване програмне забезпечення, що було створене для опрацювання GNSS-спостережень та удосконалене протягом останніх кількох років, використовує моделі іоносферних і тропосферних затримок, припливних ефектів, океанічних навантажень та багатьох інших моделей, що дозволяє виключити вплив цих помилок при опрацюванні.

Однак, навіть при такому складному моделюванні в аналізі часових серій координат виявлено впливи залишкових похибок, яким присвячена велика кількість наукових досліджень [89, 80, 116, 34].

Серед усіх залишкових похибок у часових серіях координат, не модельовані псевдоперіодичні сигнали викликають хибну періодичність і похибки при оцінці справжніх періодичних сезонних коливань. Такі залишкові похибки можуть походити від неправильно модельованих геофізичних явищ (наприклад, недетермінований сезонний сигнал [120]).

Загалом вплив сезонних коливань можна об'єднати в три групи: гравітаційне збудження (припливи твердої Землі, океанічні та атмосферні припливи) [44, 141] теплове розширення в поєднанні з гідродинамікою або зміною клімату (наприклад, рівні води у ґрунті, коливання атмосферного тиску, неприливні коливання поверхні моря) [128, 136, 66, 33] та різні залишкові похибки, які також можуть породжувати очевидні сезонні коливання (наприклад, драконічний сигнал, що виникає в результаті неправильного моделювання супутникових орбіт) [111, 41, 20]. Локальні багатопротеневі коливання, коливання фазового центру та сніговий покрив на антені можуть потенційно спричинити випадкові компоненти та розриви в часових серіях координат (Рисунок 1.2), що призводить до хибної інтерпретації або помилкової оцінки геофізичних явищ.

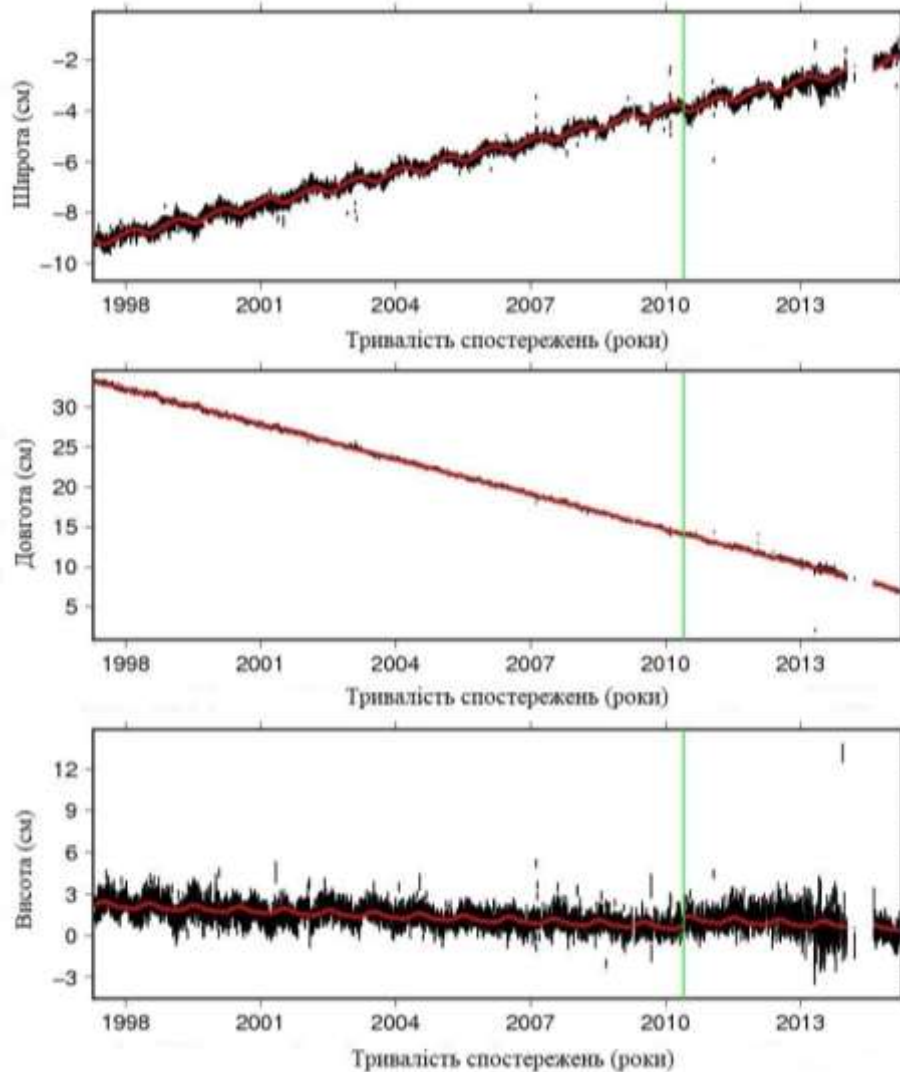


Рисунок 1.2 – Розриви у часовій серії внаслідок заміни обладнання на станції USNO (Військово-морська обсерваторія США) [68]

King та Watson [73] підкреслюють, що моделювання помилкового розриву упереджує сусідні косейсмічні зсуви. Сезонні сигнали в часових серіях можуть сприяти розумінню розвитку регіональних коливань [59]. Davis [41] припустив, що сезонні сигнали можуть бути розкладені на суму детермінованих та недетермінованих сигналів. Детермінована частина моделюється з річними та піврічними складовими, зберігаючи амплітуди та фази постійними в часі. Недетерміновані сигнали моделюються за допомогою фільтра Кальмана [41, 20, 33]. У дослідженні Van Dam [131] показано, що гідрологічні моделі (також з урахуванням атмосферного навантаження) мають високий рівень кореляції з часовими серіями

координат, при цьому зменшення дисперсії залишкових значень приблизно дорівнює дисперсії цих моделей. Отже, сезонні зміни, які найкраще описуються за допомогою детермінованої моделі, швидше за все, сприятимуть помилці визначення швидкості зміни координат, особливо в короткотривалих GNSS-спостереженнях. Однак, як правило, важко повністю відокремити ці сигнали, оскільки їхні стохастичні властивості зазвичай корелюють із кольоровим шумом у часових серіях, який може містити важливу геофізичну інформацію [94](Рисунок 1.3).

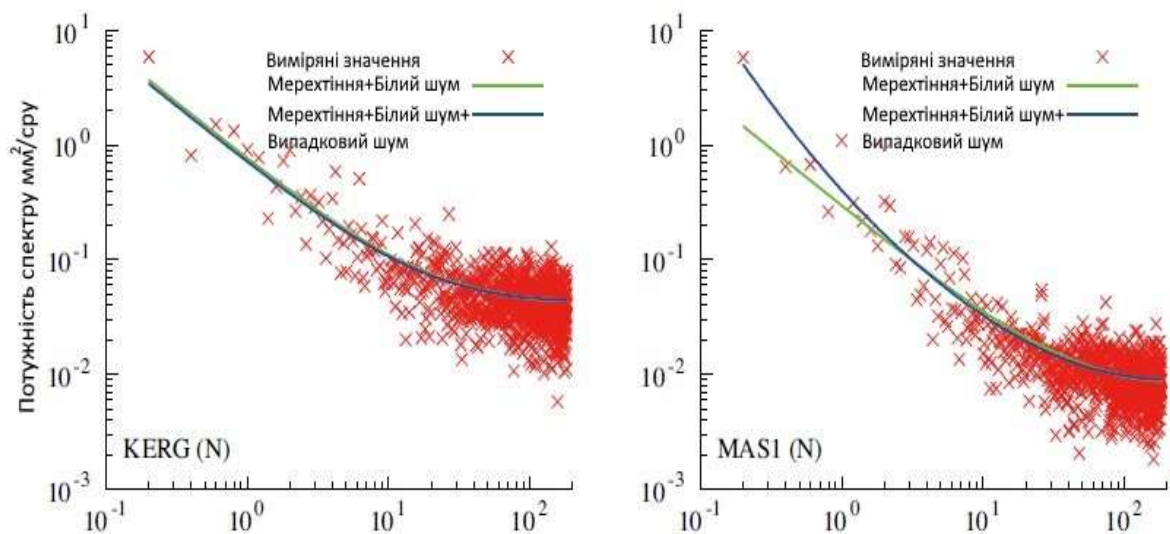


Рисунок 1.3 – Значення потужності спектру шуму в часових серіях координат станцій [60]

Фільтрація часових серій дозволяє вилучити ці похибки для виявлення ще менших геофізичних сигналів з амплітудою на рівні до міліметра [51, 30, 29].

Оцінка та вилучення впливу залишкових похибок виконується із застосуванням цілого ряду класичних методів статистичного аналізу, таких як просторово-часова фільтрація, метод найменших квадратів (LSM), оцінка максимальної правдоподібності (MLE), які реалізовані у всіх відомих програмних пакетах, що використовуються для аналізу часових серій координат.

На основі аналізу багаторічних залишкових часових серій координат та швидкостей їх зміни із регулярних розв'язків, станції мережі EPN, за

критеріями якості та тривалості спостережень (СКП, амплітуда річного сигналу, швидкості), 2009 року розділяли на два класи - А та В [11]. Для забезпечення якісної роботи мережі, центри аналізу проводили оцінку якості станцій кожних 15 тижнів. Станції класу А вважались придатними в якості опорних, оскільки точність визначення координат була на рівні менше 1 см, а швидкість зміни координат складала 14,3 мм/рік для координати N , 20,9 мм/рік для координати E , та -0,3 мм/рік для координати U (рис. 1.4).

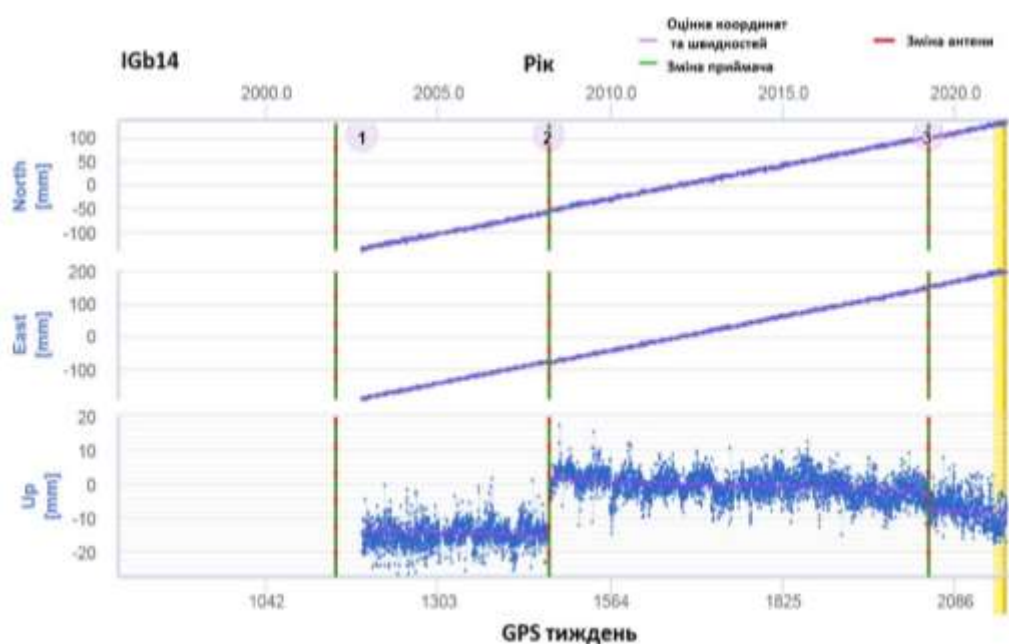


Рисунок 1.4 - Часові серії координат станції JOZ2 (Польща)[47]

Але зі збільшенням кількості станцій та тривалості спостережень, оцінка якості даних з цих станцій показала, що такої класифікації виявилось недостатньо, тому в середині 2020 року була розроблена нова класифікація, що включає 7 основних класів (від C0 до C6) та окремий клас станцій із короткотривалими спостереженнями. Нижче представлені критерії та граничні значення, що використовуються для визначення різних класів станцій EPN на основі класичної теорії похибок вимірів (КТПВ). Усереднені величини описаних критеріїв наведені в таблиці 1.1.

Середні значення основних характеристик часових серій [47]

Клас		Амплітуда річного сигналу			СКП			Швидкість зміни координат ETRF2014			Точність		
		мм	мм	мм	мм	мм	мм	мм/рік	мм/рік	мм/рік	мм/рік	мм/рік	мм/рік
		<i>N</i>	<i>E</i>	<i>U</i>	<i>N</i>	<i>E</i>	<i>U</i>	<i>N</i>	<i>E</i>	<i>U</i>	<i>N</i>	<i>E</i>	<i>U</i>
C0 (59)	min	0.03	0.06	0.10	0.80	0.70	2.90	-0.20	-1.13	-1.18	0.01	0.04	0.07
	max	0.72	0.87	1.98	1.30	1.20	4.40	0.56	0.16	8.47	0.13	0.10	0.45
C1(33)	min	0.10	0.15	0.19	0.80	0.80	2.90	-1.00	-3.01	-7.03	0.03	0.03	0.08
	max	0.98	1.07	2.16	1.40	1.40	4.50	2.65	0.31	4.86	0.14	0.17	0.60
C2(50)	min	0.12	0.07	0.13	0.90	0.80	3.00	-25.79	-24.49	-2.31	0.03	0.01	0.06
	max	2.02	2.08	4.24	1.90	3.40	7.30	8.51	0.90	8.45	0.19	0.18	0.72
C3(12)	min	0.07	0.11	0.06	0.80	0.80	3.00	-1.07	-1.71	-0.70	0.03	0.04	0.10
	max	0.84	0.84	1.87	1.40	1.40	4.60	0.91	0.79	0.37	0.12	0.14	0.55
C4(14)	min	0.01	0.14	0.30	0.70	0.70	3.00	-0.59	-0.55	-1.32	0.04	0.04	0.14
	max	0.71	0.82	2.20	1.00	1.20	4.60	0.23	0.98	2.24	0.19	0.22	0.75
C5(81)	min	0.13	0.06	0.16	0.60	0.60	3.10	-25.58	-16.17	-2.15	0.04	0.03	0.05
	max	2.59	2.84	3.74	2.20	2.10	6.90	4.34	1.70	9.75	0.48	0.43	1.76
C6(118)	min	0.06	0.10	0.14	0.80	0.80	3.20	-25.31	-23.18	-3.46	0.02	0.03	0.07
	max	4.58	5.55	8.47	3.90	3.50	8.10	7.65	5.11	10.90	2.06	0.98	3.28

Значення основних характеристик часових серій отримані на основі топоцентричних координат *NEU* кожної окремої станції. Оскільки в топоцентричній системі координат початок відліку знаходиться в пункті спостережень на поверхні Землі, це дозволяє отримати більш реалістичну геодинамічну картину [25].

Для того, щоб мати можливість відібрати станції мережі EPN, які є найстабільнішими, застосовуються порогові значення показників, що базуються на 3 різних категоріях : позиціонування і якість сигналу, надійність визначення швидкості зміни координат та стабільність станції протягом багатьох років. Ідея цього вибору полягає у відкиданні станцій, що мають найгірші показники за кожним критерієм.

Правила класифікації станцій представлено в таблиці 1.2.

Класифікація станцій мережі EPN [47]

Класи	Характеристики
C0	Це найбільш стабільні та надійні станції мережі EPN, оскільки за всіма критеріями оцінки вони функціонують краще, ніж 75 перцентилів найкращих станцій EPN
C1	Ці станції все ще дуже стабільні, оскільки граничні значення швидкостей такі ж, як для C0, але за іншими критеріями показники зменшено до перцентилу 85
C2	Станції цього класу можуть містити шум або сезонні сигнали, тому вони можуть бути не найкращим варіантом для використання їх як опорних станцій, хоча граничні значення швидкостей такі ж, як для C0 і C1
C3	Станції цього класу не рекомендуються для використання в якості опорних, скільки граничні значення показників знижено до перцентилу 85
C4	Станції цього класу мають занадто коротку тривалість спостережень, для того, щоб визначити її стабільність та надійність визначення швидкостей зміни координат, хоча значення інших критеріїв знаходяться на рівні класу C3
C5	Станції цього класу не придатні для використання в якості опорних для розв'язання деяких задач, оскільки граничні значення визначення швидкостей знаходяться на рівні C3, а за іншими критеріями граничні значення знижено до перцентилу 95
C6	Станції цього класу не рекомендуються для використання в якості опорних, оскільки граничні значення принаймні одного з критеріїв є незадовільними
Клас із короткотривалими спостереженнями	Станції із тривалістю спостережень менше ніж 3 років, швидкості зміни координат яких не публікуються

Координати та швидкості зміни кожної станції мережі EPN щотижня формуються центрами аналізу та зберігаються на їх ftp серверах.

Проте виявлено, що результати опрацювання та аналізу часових серій методами КТПВ, будуть майже однаковими, не залежно від того, який з методів (різницевий DD чи абсолютний PPP) використовувався для опрацювання GNSS-спостережень чи для аналізу часових серій координат. Однак, при детальнішому дослідженні часових серій можна зробити висновок, що існують залишкові похибки [144], виявити які класичними методами не можливо [45].

Одним із методів статистичного аналізу на предмет необхідності врахування залишкових систематичних похибок є неklasична теорія похибок

вимірів (НТПВ). Її визначають як сучасну теорію математичного опрацювання даних часових рядів з достатньо великим обсягом вибірки (понад 500). Відомо, що при багаторазових GNSS-вимірюваннях, фундаментальні принципи класичної теорії похибок вимірювань (КТПВ) перестають бути репрезентативними.

Некласична теорія похибок вимірів є сучасним математичним апаратом для досліджень великих масивів вимірювальної інформації. Методи НТПВ стали використовувати в астрометрії, космічних дослідженнях, геодезичних задачах і геофізичних експериментах. За останні 25 років ідеї, підходи та методи НТПВ пройшли апробацію в різних галузях досліджень: астрономічних, космічних гравіметричних, геофізичних, а також геодезичних[5].

Аналіз часових серій координат може не тільки допомогти внести корективи в існуючі моделі похибок, але також має важливе теоретичне та практичне значення для кращого підвищення точності геодинамічних досліджень.

1.2. Методи опрацювання GNSS-спостережень

1.2.1. Підходи до опрацювання GNSS-даних

Загальним принципом GNSS спостережень є вимірювання тривалості проходження мікрохвильових сигналів. Оскільки ця тривалість вимірюється різними годинниками (приймача та супутника), ці годинники повинні бути синхронізовані шляхом оцінки встановленого годинника приймача. На додаток до геометричної відстані між супутником та приймачем, слід враховувати затримки розповсюдження сигналу через атмосферу, спричинені іоносферою та тропосферою. Менші ефекти пов'язані з упередженнями кодових і фазових спостережень, ефектами, пов'язаними з антенами, та релятивістськими ефектами. Рівняння кодового та фазового спостереження мають наступний вигляд [124]:

$$P_R^s = \rho_R^s + c(\Delta t_R - \Delta t^s + b_{R,C} + b^{S,C}) + \Delta\rho_{ion} + \delta\rho_{x,i} ; \quad (1.1)$$

$$L_R^S = \rho_R^S + c(\Delta t_R - \Delta t^S) - \Delta\rho_{ion} + \lambda \left[n_R^S + \delta n_R^S + \frac{c}{\lambda} (b_{R,P} + b^{S,P}) \right] + \delta\rho_{x,i}; \quad (1.2)$$

де, ρ_R^S – геометрична відстань між приймачем і супутником, (м)

c – швидкість світла у вакуумі, (м/с)

Δt_R - корекція годинника приймача

Δt^S - корекція годинника супутника

$\Delta\rho_{ion}$ - іоносферна затримка, (м)

n_R^S - фазова неоднозначність на приймачі R від супутника S

δn_R^S – набіг фази, (м)

$b_{R,C} b^{S,C}$ - кодові зміщення супутника і приймача, (м)

$b_{R,P} b^{S,P}$ - фазові зміщення супутника і приймача, (м)

Для фазових спостережень необхідно оцінити неоднозначності та врахувати ефект згортання фази (Wu et al, 1993). Сума впливу декількох ефектів та моделей має наступний вигляд:

$$\Delta\rho_{x,i} = \Delta\rho_{trp} + \Delta\rho_{mp,i} + \Delta\rho_{rel} + \Delta\rho_{pc,i} + \Delta\rho_{def} + \epsilon_{R,i}^S \quad (1.3)$$

$\Delta\rho_{trp}$ – тропосферна затримка, (м)

$\Delta\rho_{mp,i}$ - вплив багатопляховості

$\Delta\rho_{rel}$ - релятивістські ефекти

$\Delta\rho_{pc,i}$ - зміщення фазового центру

$\Delta\rho_{def}$ – ефекти деформації пункту спостережень

$\epsilon_{R,i}^S$ - похибки вимірювань

Рівняння кодових (1.1) та фазових (1.2) спостережень відносяться до абсолютного PPP методу, який полягає у визначенні положення із використанням одного приймача. Оскільки відносний метод визначення координат (відносно позиціонування) полягає в одночасному виконанні супутникових вимірів двома (і більше) приймачами, таких рівнянь буде декілька, в залежності від кількості приймачів [88].

Бюджет похибок

Бюджет похибок моделювання GNSS-спостережень складається з похибок вимірювань, похибок моделей, що використовуються при оцінці параметрів (наприклад, моделей для деформацій опорної точки), і похибок оцінюваних параметрів (наприклад, спричинених неправильним моделюванням та кореляціями). Таблиця 1.3 містить загальний бюджет похибок параметрів та моделей, задіяних при аналізі. У той час як похибки орбіт були основним джерелом похибок на початку функціонування супутникових систем, на сьогодні найбільшими джерелами похибок є тропосферна рефракція та специфічні для станцій спостережень ефекти багатошляховості.

Таблиця 1.3

Бюджет похибок GNSS спостережень [124]

Компонент моделі	Максимальний ефект	Модель/Виміряні похибки	Джерело
Орбіти супутника	-	кілька см	[66]
Годинники супутника	до $1 \cdot 10^{-3}$ с	$\sim 7.5 \cdot 10^{-13}$ с	[66]
Годинники приймача	до $1 \cdot 10^{-3}$ с	$\sim 7.5 \cdot 10^{-13}$ с	[66]
Полярний рух	до 0.5 "	$3 \cdot 10^{-7}$ "	[66]
LOD (тривалість дня)	до $3 \cdot 10^{-3}$ с	$1 \cdot 10^{-7}$ с	[66]
Субдобові рухи полюсів	$\pm 1 \cdot 10^{-3}$ "	$0.2 \cdot 10^{-3}$ "	[125]
Субдобові зміни тривалості дня	$\pm 0.7 \cdot 10^{-3}$ с	$0.1 \cdot 10^{-3}$ с	[125]
Тропосфера (ZHD)	2.3 м	2-6 мм	[32], [62], [31]
Тропосфера (ZWD)	0-40 см	3-6 мм	[101], [126]
Іоносфера (першого порядку)	до 30 м в напрямку зеніту	Лінійні комбінації	[81]
Іоносфера (вищих порядків)	0-2 см	1-2 мм	[96]
Рух тектонічної плити	до 10см/рік	0.3 мм/рік	[18]
Припливні ефекти твердої Землі	До 40 см	1 мм	[91]
Припливні океанічні навантаження	1-10 см	1-2 мм	[83], [92]
Неприпливні океанічні навантаження	до 15 мм	0.7 мм (оцінка порівняння між різними моделями)	[131]
Припливні рухи полюсів	до 25 мм	-	[107]

Атмосферні неприпливні навантаження	до 20 мм	15% від загального впливу	[108], [109]
Атмосферні припливні навантаження	до 1.5 мм	-	[107]
Релятивістські поправки	до 7 м	залежно від порядку величини знехтуваних ефектів	[24]
Набіг фази (wind-up)	кілька см	залежно від помилок орієнтації супутника	[28]
Зміщення антени супутника вздовж осі z	0.7-2.7 м	6 см	[119]
Зміни фазового центру антени (PCV) супутника	до 12 мм	0.2-1.1 мм	[119]
Зміщення фазового центру антени (PCO) приймача	до 16 см	зазвичай вважається вільним від похибок (конвенційно)	igs14.at
Зміни фазового центру антени (PCV) приймача	до 3 см	1-2 мм	igs14.at, [54]
Фазова багатопляховість	до 6 см	-	[115]
Нестабільність геодезичного знаку	до 3 мм	-	[74]
Шум фазових спостережень	1-2 мм	-	[134]

Додатково до джерел похибок, перелічених у табл. 1.1, існують похідні параметри від супутникових систем, що викликають систематичні похибки. Виражені аномальні періоди в 350 днів, та їх цілочисельні гармоніки присутні у часових рядах координат станцій, отриманих за допомогою GPS [111], а також на супутникових орбітах [55]. Період тривалістю 350 днів пов'язаний з так званим драконітним роком, тобто часом, після якого орієнтація орбітальних площин Сонця повторюється. Через дефіцит моделювання орбіти ці періоди поширюються на інші параметри, що оцінюються, такі як координати станцій та параметри обертання Землі. Кілька авторів виявили такі періоди також у параметрах, визначених за допомогою доплерівської орбітографії та радіопозиціонування, інтегрованих супутником (DORIS): координати станцій [84], параметри обертання Землі

[49] та координати геоцентрів [53]. У [114] показали, що вдосконалене моделювання тиску випромінювання за допомогою крильчатої моделі може зменшити систематичні похибки в драконітні періоди в параметрах, отриманих від супутникових систем.

Необхідно зазначити, що такі джерела похибок, як багатошляховість, нестабільність геодезичного знаку, похибка фазового центру антени та атмосферне навантаження в більшості мають індивідуальний характер впливу на станцію, і можуть викликати залишкові систематичні похибки в результатах опрацювання.

Традиційно, опрацювання даних GNSS-спостережень виконується двома підходами. По-перше, застосовується метод подвійних різниць DD (double-differencing) [103] – класичний різницевий «мережевий розв'язок», коли GNSS-спостереження опрацьовуються базовими векторами, що з'єднують дві станції, і прив'язуються до вибраних опорних станцій з використанням якісних спостережень. По-друге, застосовується метод PPP [87], коли координати однієї станції визначаються безпосередньо з усіх наявних GNSS-спостережень, що проводяться на цій станції, лише за допомогою точних орбіт та точних корекцій супутникових годинників.

Метод DD це стратегія визначення координат для базової лінії відносно станції з добре відомими координатами. Рівняння для розв'язання координат формуються шляхом визначення різниць між приймачами та супутниками.

Для визначення координат невідомої точки необхідно одночасне спостереження одних і тих же супутників на двох пунктах. Результати таких спостережень містять практично однакові похибки. В такому випадку різниця цих результатів буде вільна від таких похибок. У зв'язку з цим для підвищення точності супутникових вимірювань визначають не абсолютні координати кожного пункту, а координати одного пункту щодо іншого (тобто різниці координат). До кінця 1990-х рр. практично всі програми опрацювання GNSS-спостережень використовували DD-метод. Більшість

комерційних програм все ще використовує його, оскільки він забезпечує точність на міліметровому рівні.

Різницевий метод - ефективний спосіб опрацювання даних GNSS-спостережень, який набув широкого застосування. Проте на сучасному рівні розвитку науки, даний метод має певні недоліки. Так, наприклад, використання DD-методу для розв'язання задач моніторингу (в тому числі й атмосфери) не дає достовірних результатів, оскільки він не враховує абсолютні значення цих впливів в досліджуваній області.

Метод PPP дозволяє отримати координати за допомогою лише одного приймача [146]. З моменту свого введення в 1997 році, цей метод представляє привабливу альтернативу для GNSS. Алгоритм даного методу використовує недиференційований, подвійний псевдодіапазон і фазові спостереження разом з точними орбітами супутників і показів годинників, для отримання точності від декількох міліметрів до декількох сантиметрів при статичному або кінематичному позиціонуванні. Таким чином, даний метод використовує високоточну ефемеридно-часову інформацію (параметри орбіти та поправки годинників супутників), що доступна тільки через 2 тижні після проведення супутникових вимірювань. Моделювання систематичних ефектів в рамках опрацювання, що впливають на визначення псевдовідстаней між супутниками та приймачами, забезпечують цю точність позиціонування лише з одним GNSS-приймачем [78].

Абсолютний метод не потребує синхронних спостережень із сусідньої GNSS-станції, але може відтворювати точність позиціонування з високою обчислювальною ефективністю, тоді як для опрацювання DD-методом потрібні щонайменше спостереження з двох станцій. Суть PPP-методу полягає у використанні високоточних супутникових орбіт, поправок до годинника супутників і більш досконалих геофізичних моделей в режимі постопрацювання. Існує ряд досліджень, які спрямовані на порівняння результатів опрацювання цими методами.

Більшість програмних пакетів базуються на різницевому методі опрацювання (DD), оскільки він вважається точнішим. Проте в останні роки PPP-метод все частіше обирається в якості основного, оскільки з використанням точної ефемеридно-часової інформації та удосконалених геофізичних моделей забезпечує точність позиціонування до 1 см в режимі постопрацювання (Таблиця 1.4).

Таблиця 1.4

Порівняння DD та PPP методів за значеннями СКП [42]

Програмний пакет	Максимальні значення СКП(мм)			Мінімальні значення СКП (мм)			Середні значення СКП (мм)		
	<i>N</i>	<i>E</i>	<i>U</i>	<i>N</i>	<i>E</i>	<i>U</i>	<i>N</i>	<i>E</i>	<i>U</i>
GAMIT (DD)	7.5	6.5	13.9	0.9	1.0	3.8	1.6	1.7	4.9
GIPSY (PPP)	6.8	6.7	13.6	1.1	1.0	3.8	2.1	1.9	5.7

Обидва підходи характеризуються високою точністю збіжності як горизонтальних координат: від 0.9 мм до 7.5 мм для методу DD та від 1.0 мм до 6.8 мм для методу PPP, так і для висотних складових : в середньому різниця між методами складає від 0.3 мм до 0.8 мм.

Нами для порівняння цих методів опрацювання супутникових спостережень було виконане подібне дослідження для GNSS-станцій України. Ми обрали 10 станцій, які поділили на 2 мережі: загальноукраїнську та львівську (Рисунок 1.5). Завантажили обсерваційні файли та опрацювали у двох програмних пакетах, що базуються на різних методах опрацювання : GipsyX (метод PPP) та Gamit (метод DD) [123].

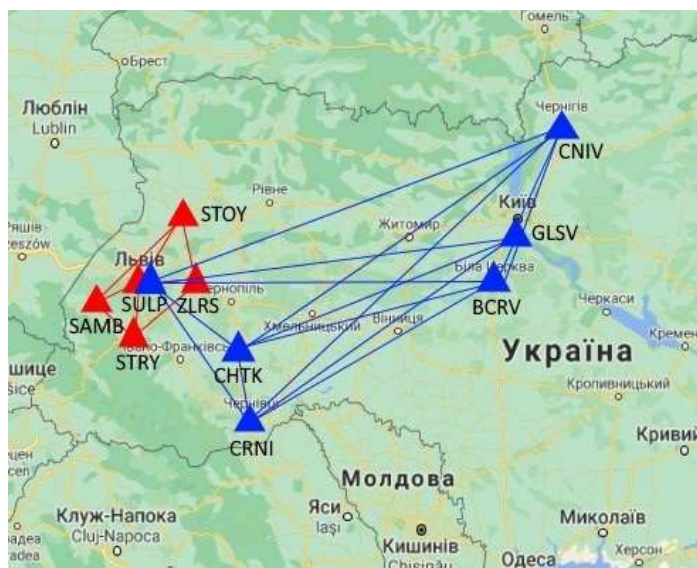


Рисунок 1.5 – Схема розташування станцій львівської (червоний) та загальноукраїнської (синій) мереж

Після цього ми обчислили коефіцієнти кореляції для пар станцій кожної мережі, та отримали результати, зведені в таблиці 1.5.

Таблиця 1.5

Середні значення коефіцієнтів кореляції

Метод	Коефіцієнти кореляції		
	<i>N</i>	<i>E</i>	<i>U</i>
Загальноукраїнська мережа			
PPP	0.04	0.30	0.26
DD	0.31	0.05	0.22
Львівська мережа			
PPP	-0.03	0.04	0.11
DD	0.22	0.10	-0.07

Малі значення коефіцієнтів кореляції можна пояснити коректним моделюванням часових серій координат, що призводить до правильного видалення просторово рівномірного впливу похибок загального режиму на кожній станції. Ще однією причиною таких значень кореляції може бути підвищення оцінки різних параметрів, таких як тропосферні затримки та параметри орієнтації Землі, зроблені протягом останніх років. Важливо

також зауважити, що коефіцієнт кореляції зменшується зі збільшенням відстані між станціями.

Проте варто також зазначити, що значення кореляції для методу DD є дещо більшими за значення методу PPP. Оскільки при застосуванні мережевого методу вплив похибок рівномірно поширюється на всі станції мережі, а при абсолютному методі, такі похибки для кожної станції мають індивідуальний характер.

1.2.2. Програмне забезпечення для опрацювання GNSS-даних та створення часових серій координат

Програмне забезпечення (ПЗ) для опрацювання даних GNSS-спостережень розділяють на [2]:

- комерційне, що виготовляють та постачають виробники супутникових інструментів;

- некомерційне, що виготовляються незалежними організаціями;

- наукове, виготовлене науковими установами.

З комерційних програм найбільш поширеними є :

- Leica Geo Office;
- Topcon / Magnet Tools;
- Trimble Business Center.

Наукове ПЗ часто мають відкриті алгоритми. Їх поширення може бути як безкоштовним, так і комерційним. Над таким ПЗ працюють наукові колективи. ПЗ даної групи зазвичай має складний (особливо, для непідготовленого користувача) інтерфейс, а їх функціонал дозволяє вирішувати ряд додаткових науково-дослідних завдань (Таблиця 1.4) [15].

Прикладами наукових ПЗ є:

- Bernese GNSS Software;
- GAMIT / GLOBK;
- Gipsy OASIS та Gipsy X.

Характеристики наукового програмного забезпечення

Найменування характеристик	Програмне забезпечення		
	Bernese GNSS Software	GAMIT/GLOBK	GipsyX
Розробник	AIUB	MIT	JPL
Поточна версія	5.2	10.7	1.3
Рік виходу версії	2019	2018	2019
Операційна система	UNIX	UNIX	UNIX
Підтримка multi-GNSS	+	+	+
Моделі тропосфери	GMF/GPT, VMF1	GMF/GPT	GMF/GPT
Моделі іоносфери(+вищі порядки)	+	+	+
Моделі геофізичної деформації	+	+	+
Атмосферне припливне навантаження	+	+	+
Океанічні навантаження	+	+	+
Рух полюсів	+	+	+
Параметри радіаційного навантаження	+	+	+
Корекція годинника приймача	+	+	+
Корекція годинника супутника	+	+	+
Список землетрусів	+	+	+
Можливість опрацювання окремих систем GNSS	+	+	+
DD-режим	+	+	-
PPP-режим	+	-	+

1. Програмне забезпечення Bernese GNSS Software [27] розроблене в Астрономічному інституті Бернського університету (AIUB). Реліз поточної версії Bernese GNSS Software 5.2 відбувся 23 травня 2019 року [40]. Наразі в базі даних користувачів програмного забезпечення зареєстровано понад 700 установ з усього світу.

Bernese GNSS Software базується на техніці Least Squares Fit [48]. Це програмне забезпечення здатне виконувати опрацювання як в режимі DD, так і PPP, проте його розробка розпочалась відносно недавно, тому можливість

методу PPP поки обмежена. Для опрацювання Bernese GNSS Software використовує, в основному, продукти від IGS і ін.

Всі файли, які використовуються даним ПЗ, розділені на кілька категорій: серед них є загальні та специфічні файли, тимчасові файли та файли користувачів. До загальних файлів відносяться файли з константами, що використовуються програмним забезпеченням, файли із координатами та інформацією про приймач та про супутники, параметри орієнтації Землі, параметри тропосфери, іоносфери та іншою інформацією. До файлів користувачів відносяться файли з інформацією про станції, які опрацюються, та про приймачі та антени, які встановлені на них, місце їх розташування і т.д.

2. Програмне забезпечення GAMIT/GLOBK [50] розроблене Массачусетським технологічним інститутом (Massachusetts Institute of Technology, MIT, США), Океанографічним інститутом імені Скриппса (Scripps Institution of Oceanography, SIO) та Гарвардським університетом за підтримки Національного наукового фонду. Реліз поточної версії GAMIT/GLOBK 10.7, відбувся 2 червня 2018 року [63].

Це ПЗ базується на техніці Kalman Filter [50]. Процес опрацювання даних GNSS-спостережень за допомогою цього пакету відбувається в DD-режимі. Для опрацювання GAMIT/GLOBK в основному використовує продукти від IGS і ін.

Основною метою пакету GLOBK є експериментальне об'єднання різних типів геодезичних розв'язків. Він приймає дані коваріаційних матриць для координат станції, параметрів орієнтації Землі, параметрів орбіт та вихідних положень, які генеруються з аналізу первинних спостережень. Вхідні розв'язки, як правило, приводяться з вільних апріорних невизначеностей, призначених для всіх глобальних параметрів, так що обмеження можуть бути однаково застосовані в комбінованому розв'язку.

Програмне забезпечення GipsyX розроблене Лабораторією реактивного руху (JPL) Каліфорнійського технологічного інституту, США. Реліз поточної версії GipsyX1.3 відбувся 6 грудня 2019 року [113].

Це ПЗ базується на техніці KalmanFilter [50]. Опрацювання даних GNSS-спостережень відбувається в PPP-режимі. Для опрацювання GipsyX в основному використовує продукти від JPL, але також є можливість використання IGS-продуктів і ін.

Основні можливості GipsyX наступні [70]:

- забезпечення см-рівня точності (наземних та космічних даних);
- автоматизоване опрацювання без втручання оператора;
- підтримка інновацій GNSS-опрацювання;
- можливості для опрацювання у реальному часі (RTG - Real-Time Gipsy);
- наявність унікального фільтра згладжування, який не має собі рівних за можливостями оцінки точності в GNSS-технологіях;
- адаптація до чужорідних орбіт і програм.

Основною особливістю даного пакету є наявність SRIF фільтру, що дозволяє опрацьовувати кожен станцію окремо, незалежно від всієї мережі, що дозволяє уникнути інверсії великих матриць.

На дане програмне забезпечення є ліцензія на кафедрі вищої геодезії та астрономії, і ми використовували його для опрацювання GNSS-спостережень, створення часових серій координат та їх подальшого аналізу. Детальний опис даного програмного забезпечення приведено далі.

Алгоритм опрацювання даних в GipsyX

Для зручності роботи програмний пакет GipsyX складається зі скриптів та програм, які автоматизовують певні завдання, які користувач мав би робити вручну. Перед початком роботи в ПЗ GipsyX необхідно запустити скрипт для з'єднання з усіма підпрограмами. Дані GNSS-спостережень містяться у RINEX-файлах (див. Додаток А), які є вхідним для редактора

даних `rxEditGde.py`. Для автоматичного завантаження необхідних RINEX-файлів з офіційних баз даних можливо використати скрипт `rinexFetch.py`. Скрипт `rxEditGde.py` зчитує RINEX файли, впорядковує та записує супутникові дані в окремі двійкові файли.

Скрипт генератора параметрів орбіт, який має назву `fetchGNSSproducts.py` це інша вітка вхідних даних, яка вміщає орбітальну інформацію. Даний скрипт завантажує GNSS-продукти, які включають наступні файли:

- `GNSS.eo` – містить інформацію про параметри обертання Землі;
- `GNSS.meta` – містить специфікацію файлу калібрування антен передавача та приймача, який використовується для створення параметрів орбіт та годинників;
- `GNSS.rcm` – містить інформацію про офсети (кути зміщення) антен;
- `GNSS.pos` – містить інформацію про параметри орбіт всіх супутників;
- `GNSS.tdp` – містить інформацію про параметри годинників всіх супутників;
- `GNSS.wlrb` – містить інформацію, яку можна використовувати для визначення неоднозначностей.

Скрипт саме опрацювання ПЗ `GipsyX` – `rtgx`, компільований з C++ коду. Даний скрипт замінив більшість основних програм `GIPSY-OASIS` (наприклад, `qregres`, `lter`, `smapper`, `edtpnt2`) одним виконуваним файлом.

Таким чином, запуск даного скрипту застосовує:

- Модель вимірювань і параметри оцінки: припливні ефекти (припливи твердої Землі, полюсу, океану), зсуви фазового центру, рух полюсів, прецесію, нутацію, збурення орбіти, зміни годинників і діапазон несучої хвилі та тропосферні ефекти. На цьому етапі `rtgx` застосовує ці моделі до орбіт та спостережень, а результуючі параметри пізніше застосовуються для фільтрації.

– Фільтрування даних: алгоритм фільтрації являє собою модифікований фільтр Калмана, який називається Square Root Information Filter (SRIF), що дозволяє уникнути інверсії великих матриць шляхом послідовного опрацювання невеликих порцій даних.

– Розв’язок: на останньому етапі опрацювання створюється власне розв’язок. Тут координати станцій та оцінка точності зосереджується в зручному для читання користувачем файлі. Такі файли отримуються на кожен день спостережень. Вихідні дані зберігаються у так званих *gdcov* файлах у форматі ASCII для інтерпретації та використовуються безпосередньо або для подальшого опрацювання.

Як було згадано вище, ППЗ GipsyX постійно розвивається. Важливим кроком в цьому розвитку була поява в кінці 2008 року нової підпрограми *gd2p.pl* (версія GIPSY-OASIS), скорочено від GPS Data to Position. Аналогом цієї підпрограми в GipsyX є *gd2e.py* (скорочено від GNSS Data to Estimate), котра написана мовою програмування Python, є «обгорткою» працює як частина GipsyX і використовує вище описані скрипти, як одне ціле. *gd2e.py* може використовуватися для статичного і кінематичного позиціонування точки, а також для точного визначення орбіти [118].

Результатом запуску *gd2e.py* є не тільки остаточне рішення під назвою *smoothFinal.tdp*, але також і 3 інші важливі файли. Для повторного запуску програми створюється виконавчий скрипт *runAgain*, який дозволяє користувачу як підтримувати параметри, які використовувалися раніше, так і вносити зміни. Крім того, можливі помилки зосереджені в файлі *rtgx_ppp_0.tree.err0_0*, а файл *rtgx_ppp_0.tree.log0_0* надає інформацію про всі підпрограми GipsyX які виконувались і яким чином [52].

Після того як ми отримали один або декілька щоденних розв’язків, можна вирахувати координати станції часових рядів і їх швидкості та трансформувати їх в систему відліку, наприклад в Міжнародній земній системі відліку (International Terrestrial Reference Frame, ITRF).

Даний процес відбувається за наступною схемою. Створюється на кожен день для окремої станції результуючий файл *gdcov*, який містить координати станції спостережень та їхню оцінку у вигляді коваріаційної матриці. Потім відбувається об'єднання щоденних *gdcovs* через *netSplit.py* в один файл *gdcats*. Після отримання цього файлу можна починати роботу з утворення часового ряду координат даної станції. Для цього застосовують програмні утиліти *staFit.py* і *staSeries.py*, які використовують попередньо утворений файл *gdcats* і створюють новий *gdcov*.

В результаті утворюється багато нових файлів, серед яких найбільш важливими для аналізу є такі файли:

- *station.model* - змодельована зміна топоцентричних - координат станції,
- *station.series* - зміна «вимірних» топоцентричних - координат станції відносно вибраної епохи,
- *station.resid* - це різниця між попередніми двома типами координат,
- *station.sum* – підсумковий файл з координатами в геоцентричній та топоцентричній системах, а також зі швидкостями їх зміни у тих же системах.

Для опрацювання даних GNSS-спостережень ППЗ GipsyX нами використовувався рекомендований скрипт *gd2e.py*, із застосуванням необхідних рекомендацій.

1.2.3. Опрацювання GNSS-даних на кафедрі вищої геодезії та астрономії Львівської політехніки

Якщо основною геодезичною задачею мережі перманентних станцій IGS та її складової EPN є підтримання загальноземної референцної системи координат ITRS та її практичних реалізацій ITRF (за допомогою всіх доступних методів космічної геодезії) чи IGS/IGb (на основі тільки GNSS), то завданням активних мереж референцних станцій як мереж згущення від IGS/EPN є координатне забезпечення користувачів за рахунок поширення

реалізацій загальноземних/ регіональних / національних референцних систем на локальний рівень [143].

Перша в Україні мережа активних референцних станцій - ZAKPOS була створена у 2009 році на території Закарпатської обл. На етапі формування цієї мережі та її функціонування необхідно було прийняти опорну систему відліку координат (референцну систему) та встановити її належні зв'язки з національною системою відліку УСК-2000. Розробниками ще тоді було прийнято, що референцні станції ZAKPOS повинні реалізовувати Європейську земну референцну систему (ETRS89) на території України. Тобто активні референцні станції повинні бути пунктами згущення цієї референцної системи на тій території, яку вони покривають [9]. Оскільки реалізацією референцної системи ETRS89 у 2009 р. була ETRF2000, то, відповідно, така система отримала назву ETRF2000-UA. З 2009 р. реалізація ETRF2000-UA базується на даних GNSS спостережень від окремих перманентних станцій мереж IGS/EPN, всіх доступних референцних станціях України і близького зарубіжжя та GNSS-спостереженнях на періодично діючих станціях Української постійно діючої (перманентної) мережі спостережень глобальних навігаційних супутникових систем (УПМ ГНСС). Станом на 2021 рік кількість станцій мережі сягає близько 250 станцій (Рисунок 1.6)



Рисунок 1.6 –Карта розташування GNSS-станцій мережі ZAKPOS [142]

Маючи певні напрацювання в розробленні технологій згущення мережі IGS/EPN та використання загальноєвропейської референційної системи координат ETRS89/ETRF2000 для мережі активних референційних GNSS-станцій ZAKPOS протягом 2009-2012 рр., на кафедрі вищої геодезії та астрономії Львівської політехніки з 2013 року виконуються регулярні опрацювання GNSS-даних. В подальшому нашому викладі, отримані результати такого опрацювання будемо називати даними проєкту WGA-LPI.

Основною метою цього проєкту є збір та підготовка GNSS-даних із всіх доступних станцій спостережень, опрацювання даних GNSS–спостережень з використанням наукового програмного забезпечення Gamit/Globk, Gipsy-Oasis, GipsyX, а також створення зведеного каталогу координат референційних станцій.

Згідно з рекомендаціями EUREF у проєкті WGA-LPI було використано організаційну схему, яка включає такі структури [57]:

- станції спостереження: на них на постійній основі встановлено GNSS-приймачі та закріплено на геодезичних центрах антени, що безперервно спостерігають за супутниками та формують вихідні дані;
- операційні центри: тут перевіряють дані від станцій спостережень, перетворюють вихідні дані з формату приймача у незалежний формат RINEX, їх архівують та завантажують у центр даних відповідної мережі через Інтернет. У більшості випадків роль операційних центрів виконують самі станції через відповідний комплекс спеціалізованого програмного забезпечення або обчислювальні центри мережі;
- центр даних регіональної мережі шляхом відповідного сортування (годинних і добових файлів) збирає дані з усіх станцій спостережень, що входять у конкретну мережу, та операційних центрів і розміщує їх на своєму ftp-сервері.
- центр аналізу даних збирає дані з усіх центрів даних регіональних мереж та центру даних EPN з метою їх подальшого використання.

Добові дані з тридцятисекундним інтервалом спостережень від різних джерел надходять на сервер Львівської політехніки у форматі RINEX, де в автоматичному режимі вони формуються блоками залежно від дня поточного GPS-тижня. Туди ж надходять дані спостережень та продуктів IGS/EPN: файли GNSS-спостережень від перманентних станцій, точні й навігаційні ефемериди GNSS-супутників, параметри орієнтації Землі, дані: поправок годинників супутників, фазових центрів антен супутників і приймачів, іоносфери, координати європейських перманентних станцій і швидкості їх зміни [14].

У ході попереднього опрацювання добових файлів автоматично перевіряється якість спостережень на рівні RINEX-файлів та у візуально-ручному режимі вилючаються станції з малою за часом тривалістю спостережень. Треба зауважити, що протягом останніх п'яти років кількість станцій спостережень, що приймають участь в опрацюванні, постійно змінюється. Це пов'язано із процесом створення нових станцій, великими перервами в роботі та припинення роботи окремих станцій.

Опрацювання даних GNSS-спостережень на більшості референціальних станцій країни проводилось виключно за методичними рекомендаціями IGS і EPN, а практична реалізація виконувалась з використанням програмного пакета GIPSY-OASIS v.6.3. Процедура опрацювання передбачала потижневий хід процесу, починаючи з початкового дня тижня (0-неділя) і закінчуючи його останнім днем (6-субота). В результаті опрацювання отримуємо добовий SINEX-файл розв'язку WGA-LPI, який містить інформацію про станції, параметри опрацювання даних спостережень, результати опрацювання та оцінювання точності. При цьому за опорні приймалися координати перманентних станцій класу А (CNIV, MIKL, POLV, SULP, BAIA, IGEO, JOZ2, USDL) і швидкості їх змін, які вибиралися із http://www.epncb.oma.be/ftp/station/coord/EPN/EPN_A_IGb14.SSC.

Відмінності в координатах для перманентних станцій EPN, які не були включені у число опорних, та цих же станцій із нашого розв'язку (WGA-LPI) представлені в таблиці 1.7.

Таблиця 1.7

Різниця між координатами розв'язку EPN та WGA-LPI

№	Назва станції	WGA-LPI - EPN		
		dx(м)	dy(м)	dz(м)
1	KHAR	-0.0038	-0.0022	-0.0071
2	GLSV	0.0112	0.0021	0.0087
3	KTVL	-0.0034	0.0087	0.0038
4	SMLA	-0.0065	-0.0062	-0.0133
5	GDRS	0.0005	-0.0008	-0.0050
6	KRRS	-0.0059	-0.0019	-0.0102
7	MKRS	0.0046	0.0016	0.0040
8	VNRS	-0.0004	-0.0024	-0.0108
9	ZPRS	-0.0007	-0.0048	-0.0047

Як видно із таблиці 1.5, різниця між двома розв'язками не перевищують 10 мм, що вказує на достатньо високу добову точність розв'язків WGA-LPI. Самі такі розв'язки (додаток Б) і використовувалися нами у подальшому аналізі.

1.3. Функціональна модель часових серій координат

Часова серія (ряд) - це послідовність числових показників упорядкованих у часі, що характеризують значення стану і зміни досліджуваного явища. У закордонній, в основному, англомовній літературі прийнято в цьому контексті вживати термін «time series» [4].

Будь-які часові серії характеризуються двома обов'язковими елементами : час і конкретне значення показника, або значення серії. Часові серії розрізняються за такими ознаками [3]:

- за часом—поділяються на моментні та інтервальні. Інтервальним рядом є послідовність, в якій значення явища відносять до результату, накопиченому або знову зробленому за певний інтервал часу. Такими, наприклад, є ряди спостережень на перманентних GNSS-станціях по місяцях

року, кількості проведених кампаній спостережень за окремий проміжок часу (півріччя, рік) тощо. Якщо ж значення ряду характеризує досліджуване явище в конкретний момент часу, то сукупність значень утворює моментний ряд. Прикладом моментного ряду може бути послідовність координат станції на кожен день, із комбінованих розв'язків за тиждень, тощо;

- за формою подання значень- серії абсолютних, відносних та середніх величин;

- за проміжками між датами або інтервалами часу виділяють повні й неповні часові серії. Повними серії можна вважати тоді, коли дати реєстрації або закінчення періодів слідуєть один за одним з рівними інтервалами, неповні –коли принцип рівних інтервалів не дотримується.

Найважливішою умовою правильного формування часових рядів є порівнянність значень, що утворюють ряд. Значення ряду, що підлягають вивченню, повинні бути однорідні за фізичним змістом і враховувати суть досліджуваного явища та мету дослідження. Статистичні дані, представлені у вигляді часових рядів, повинні бути порівнянні по території, колу охоплених об'єктів, одиницям вимірювання, моменту реєстрації, методикою розрахунку, достовірністю.

У вивченні часових рядів велике місце займає питання про закономірності їх руху протягом тривалого періоду. Статистика повинна дати характеристику змін статистичних показників у часі.

Пізнання закономірностей змін в часі - складна і трудомістка процедура дослідження, оскільки будь-яке явище, що вивчається формує безліч факторів, що діють в різних напрямках.

За характером безпосереднього впливу ці фактори можуть бути розділені на дві групи [95]. До першої групи належать фактори, що визначають основну тенденцію динаміки (зростання або зниження значень). Друга група факторів, що викликає випадкові коливання, відхиляє значення ряду від тенденції то в одному, то в іншому напрямку. Наприклад, загальна тенденція динаміки змін координат перманентних GNSS-станцій пов'язана з

рухом тектонічних плит, а коливання змін координат станції може бути викликана зміною метеорологічної ситуації, циклами сонячної активності, місцевими особливостями у розміщенні станції, зміною обладнання станції, уточненням алгоритмів опрацювання даних тощо. Модель часового ряду, яка передбачає розклад на кілька компонент, природа яких є відмінною одна від одної, представлена у формулі нижче [138]:

$$y_t = tr_t + s_t + r_t, \quad (1.4)$$

де компонента tr_t відповідає першій групі, тобто тренду. Зазвичай тренд описує довготривалі тенденції явища, і може бути як просто стала величина, експонента чи інша подібна функція. Компонента s_t відповідає другій групі факторів, які називаються циклічними або сезонними компонентами. Зазвичай обидві складові це детерміновані функції. За випадковість у спостереженнях відповідає r_t компонента.

Результати GNSS-спостережень, з яких формуються часові ряди, зазнають значного впливу, обумовленого середовищем, через який проходить супутниковий сигнал. Тому функціональна модель часового ряду крім початкових координат та швидкостей їх зміни, містить систематичні та періодичні складові, які ми можемо назвати залишковими.

Якщо деякі з них (іоносферні, тропосферні помилки, припливи твердого тіла Землі та Місяця) ми можемо змодельовати або виключити при опрацюванні, то одна частина з них (шум, зміщення, випадкові компоненти) залишається недомодельована, або виключена не повністю, а інша частина (вологість ґрунту, підземні води, відбиття сигналу) не виключається взагалі.

Функціональна модель часового ряду для кожної зі складових NEU часових серій координат після параметризації має наступний вигляд [139]:

$$f(t_i) = d_0(t_0) + v_0(t_i - t_0) + \sum_{k=1}^{n_d} d_k \boldsymbol{\eta}_{d,k}(t_i) + \sum_{k=1}^{n_g} s_k \boldsymbol{\eta}_{s,k}(t_i) +$$

$$\sum_{k=1}^{n_v} v_k(t_i - t_k) \boldsymbol{\eta}_{v,k}(t_i) + \sum_{k=1}^{n_p} [p_{a,k} \cos(w_k(t_i - t_0)) + p_{b,k} \sin(w_k(t_i - t_0))] \boldsymbol{\eta}_{p,k}(t_i), \quad (1.5)$$

де $i = 1, \dots, k$ - індекс епохи t_i ряду з k елементів,

d_0 і v_0 - початкові координати та швидкість,

$\eta_{d,k}(t_i)$, $\eta_{s,k}(t_i)$, $\eta_{v,k}(t_i)$, та $\eta_{p,k}(t_i)$, - це функції обертання, дорівнюють 0 або 1, щоб вказати на дійсність пов'язаного компонента,

d_k - список n -х розривів,

s_k - це список випадкових компонент,

$v_k(t_i - t_k)$ - список змін швидкості n_v

$p_{a,k}$ та $p_{b,k}$ - фазова та позафазна складові для n_p -періодичної функції.

Зміни горизонтальних координат (N та E), наприклад, після сильних землетрусів, можуть також вплинути на висотну складову (U). Так само і навпаки, якщо вертикальна складова є домінуючою, на яку впливає зміна, наприклад, після зміни обладнання, горизонтальні координати (наприклад, центрування антени) можуть також зазнати змін.

Аналіз часових серій координат є важливою частиною геодезичних та геодинамічних досліджень, особливо коли GNSS-спостереження постійно діючих станцій використовуються для досліджень районів з низьким рівнем деформації. Існує достатньо велика кількість точних та надійних загально відомих математичних методів для опрацювання та аналізу часових серій, які є реалізовані в спеціалізованих програмних продуктах.

Висновки до розділу 1

Основні результати роботи, описані в розділі 1, полягають у наступному:

1. Для високоточного визначення координат та швидкостей їх зміни необхідна наявність довготривалих часових серій координат станцій. Як відомо із багатьох досліджень, часові серії містять похибки, що впливають на точність визначення координат та, особливо, на швидкість їх зміни з часом. Сучасне програмне забезпечення для опрацювання GNSS-даних та спеціалізоване програмне забезпечення для аналізу часових серій, що базуються на КТПВ, дозволяють вилучити більшість джерел похибок. Однак, при детальнішому дослідженні часових серій виявлено, що існують залишкові похибки систематичного характеру, які проявляються в залежності від місцевих умов і особливостей розміщення станцій спостережень. Якщо такі похибки не обробляються, або їх ефект не ослаблений чи усунений, то отримані кінцеві оцінки параметрів будуть ненадійними або навіть помилковими.

2. За значеннями основних характеристик залишкових часових серій координат для перманентних станцій мережі EPN ще у 2009 році була розроблена перша класифікація станцій. Зі збільшенням кількості станцій та тривалості спостережень виникла необхідність у новій класифікації. Така класифікація була розроблена в середині 2020 року. Головним недоліком таких класифікацій є прийняття гіпотези про підпорядкування залишкових похибок часових рядів нормальному закону розподілу.

3. Запропоновано концепцію реалізації часових рядів координат, засновану на використанні перспективних технічних рішень і інформаційних GNSS-технологій. Ця концепція передбачає:

- опрацювання даних, створення часових серій координат та їх подальший аналіз проводити із застосуванням програмного пакета GipsyX, який базується на реалізації підходу PPP;

- розробку «наборів» алгоритмів для опрацювання даних GNSS-спостережень в програмному забезпеченні GipsyX;

- розгляд та порівняння опрацювання даних GNSS-спостережень PPP та DD підходами. Обидва підходи характеризуються високою точністю збіжності як горизонтальних координат: від 0.9 мм до 7.5 мм для підходу DD та від 1.0 мм до 6.8 мм для підходу PPP, так і для висотних складових : в середньому різниця між ними складає від 0.3 мм до 0.8 мм;

- використанні даних регулярного опрацювання GNSS-спостережень, що проводяться на кафедрі вищої геодезії та астрономії з 2013 року (проєкт WGA-LPI). Наші дослідження показали, що різниці в координатах для перманентних станцій EPN, які не були включені у число опорних, та цих же станцій із проєкту WGA-LPI не перевищують 10 мм, що вказує на їх достатньо високу добову точність.

4. На основі виконаного аналізу часових серій координат GNSS-станцій, проведення подальших досліджень може містити вирішення завдань двох напрямків:

- опрацювання часових рядів GNSS-координат некласичною теорією похибок вимірів для перевірки гіпотези про їх підпорядкування нормальному закону розподілу;

- розроблення методики оцінювання придатності GNSS-станцій України для геодинамічних досліджень.

РОЗДІЛ 2. ФІЛЬТРАЦІЯ ТА АНАЛІЗ ЧАСОВИХ СЕРІЙ КООРДИНАТ

2.1. Процедура аналізу часових серій координат

Фактично, алгоритм процедури аналізу часових серій координат передбачає поетапну адаптацію функціональної моделі до часових серій, які містять розриви, випадкові компоненти, періодичні зміни та швидкості зміни координат.

Аналіз часових серій координат має наступний порядок [132]:

1. Фільтрація часових серій:

- визначення та видалення зміщень та випадкових компонент;
- оцінка періодичних сигналів.

2. Видалення тренду.

3. Аналіз вмісті шуму.

4. Статистичний аналіз часових серій.

Оцінки швидкостей зміни координат станцій, що ми отримуємо із часових серій, широко застосовуються для виявлення та аналізу можливих геофізичних явищ досліджуваних районів. Для надання відповідної інтерпретації отриманих сигналів, необхідно достовірно оцінювати швидкість зміни координат GNSS-станцій. Однак це є непростим завданням через труднощі, що виникають при моделюванні усіх існуючих похибок у визначенні позиціонування, та їх усуненні. Неврахування окремих факторів та їх сукупний ефект можуть істотно спотворити визначені швидкості. Існує велика кількість відомих проблем, що погіршують визначення координат і швидкостей їх зміни, таких як похибки центрування антени, сезонні коливання координат, поява випадкових компонент та зсувів. Тому існує необхідність фільтрації часових серій координат, шляхом ідентифікації та видалення існуючих похибок та ефектів. Слід оцінити та видалити тренди та періодичні сигнали, а також врахувати ще один фактор, такий як кореляція

між сусідніми станціями, що інколи ігнорується, але може мати значний вплив на оцінку якості даних.

Основним завданням при розробленні будь-якого методу фільтрації є дотримання балансу між якістю фільтрації та збереженням реальних характеристик. Необхідно, щоб метод був здатний вилучити якомога більше помилкових значень, при цьому не торкаючись значень, що описують реальні характеристики даних. При повторному застосуванні методу фільтрації не повинно виконуватись надмірне фільтрування вибірки.

На сьогоднішній день існує велика кількість методів фільтрації даних, які можна розділити на 7 груп: статистичні, методи на основі сусідства, проєктування, опрацювання сигналів, складання диференціальних рівнянь, гібридні методи та група інших методів [1].

Статичні методи використовують засоби математичної статистики, такі як метод основних компонент, метод максимальної правдоподібності, метод найменших квадратів, детальніший опис яких наведено у наступному розділі.

Методи на основі сусідства обчислюють подібність між досліджуваними і їх сусідніми значеннями. Подібність може бути визначено на основі аналізу взаємного положення досліджуваних даних, їх загального положення в просторі та обчислення нормалей.

У методах, заснованих на проєктуванні, виконується пошук опорної поверхні, на яку проєктуються всі дані вибірки. Для пошуку такої поверхні часто застосовується метод рухомих найменших квадратів (Moving Least Squares), який являє собою низькочастотний фільтр [85]. Методи цієї групи дозволяють зменшити шум за допомогою фільтрації вибірки, а також вилучити окремі ізольовані помилкові значення. Залежно від методу, проєктування може виконуватися як для всіх трьох координат точок одночасно, так і для кожної координати по чергово.

Методи на основі опрацювання сигналів включають різні фільтри, розроблені на основі дискретних ортогональних перетворень, таких як перетворення Фур'є чи Лапласа.

Методи на основі складання диференціальних рівнянь розширюють спектр застосування даних рівнянь та їх похідних.

Гібридні методи спільно використовують кілька методів фільтрації. В [90] описана методика, в якій спочатку застосовуються статистичні методи, а потім - метод на основі сусідства.

До групи інших методів відносяться методи, що не підходять до жодної з шести описаних вище груп. Наприклад, це метод фільтрації шляхом відображення всього простору, що охоплює вибірку даних, у вигляді тривимірної воксельної сітки. Для безлічі значень, що знаходиться в межах кожного вокселя, визначається просторове середнє положення. Кількість значень вибірки після фільтрації дорівнює кількості вокселів. Недоліком методу є втрата геометричної інформації через зниження щільності вибірки й сильна залежність точності його положення від кількості помилкових значень [104].

Незважаючи на таку велику кількість існуючих методів, жоден з них не може забезпечити максимально точні результати фільтрації. Для кожної окремої вибірки даних потрібно підбирати найбільш оптимальний метод. Вибір методу фільтрації і його параметрів повинен здійснюватися в залежності від типу спостережуваних даних, величини вибірки та її характеристик [112].

Більшість програмних пакетів оптимізовані для розв'язання задач дослідників. Вони дозволяють виконати автоматизований аналіз як великої кількості станцій одночасно, так і часові серії кожної станції окремо.

Апріорно відомі елементи

Додаткова, заздалегідь відома та врахована інформація дозволяє виконувати більш надійний аналіз часових серій. Відомо, що будь-яка зміна обладнання (приймача чи антени) викликає розрив у часових серіях координат. Володіючи інформацією про таку зміну, можна перевірити, чи спричинила вона суттєві зміни у часових рядах чи ні. Цей принцип можна

застосувати до всіх типів заздалегідь відомої інформації, представленої елементами функціональної моделі. Априорна інформація складається з історії змін обладнання, списку землетрусів, зареєстрованих у всьому світі, періодичних функцій та переліку елементів, що визначаються дослідниками [105].

Зміна обладнання

Заміна приймачів та антен може викликати систематичні похибки у параметрах часових серій координат. Чи будуть ці зміни суттєвими, вкажуть результати статистичного аналізу. Проте заміна приймача або оновлення програмного забезпечення, часто викликають менший вплив на випадкові компоненти чи розриви, але більший вплив на характеристики шуму в часових серіях. Усі зміни на станціях мережі IGS реєструються з початку роботи IGS в 1992 році. Центри аналізу, що відповідають за експлуатацію станції, оновлюють їх журнали та повідомляють про проблеми станцій та зміни обладнання.

На основі цієї інформації створюється список змін обладнання на тій чи іншій станції, які реєструються в спеціальних файлах, з яких програмні пакети автоматично зчитують інформацію та додають її у список попередньо відомих елементів.

Землетруси

Деякі програмні пакети використовують списки землетрусів, зареєстрованих у всьому світі (Програми небезпеки землетрусів США Геологічної служби (USGS)) [130]. Якщо станція знаходиться на відстані d_{erq} метрів від епіцентру землетрусу з магнітудою M_{erq} , необхідно враховувати сейсмічне зміщення за умови :

$$M_{erq,1} \geq -6.40 + 2.17 \cdot \log_{10} d_{erq} \quad (2.1)$$

Для кожного землетрусу, що відповідає умові (2.1), необхідно додати як розрив, так і зміну швидкості до списку апіорних елементів. Інформація про розриви необхідна для моделювання косейсмічного зміщення, спричиненого землетрусом, а інформація про зміну швидкості моделює довгострокову зміну швидкості станції після землетрусу.

Великі та потужні землетруси, як правило, супроводжуються кількома вторинними поштовхами, тривалість яких може складати тижні або навіть місяці. У цих випадках згідно з рівнянням (2.3), список апіорних елементів, ймовірно, буде містити основний землетрус, а також вторинні поштовхи. Зараз для таких завдань, як реалізація земної системи відліку, поки нема потреби моделювати фази постсейсмічної релаксації землетрусів. Тому, щоб уникнути моделювання цих фаз послідовностями частих розривів, вторинні поштовхи після великих землетрусів можуть бути вилучені зі списку апіорних елементів. Процедура реєстрації працює наступним чином: починаючи від найбільшого землетрусу в списку і закінчуючи найменшим (за величиною), усі менші землетруси, що з'являються після встановленого інтервалу часу t_{erq} , вилучаються зі списку. В результаті ми отримуємо список апіорних елементів, що містять лише сильні землетруси. З довготривалих часових серій відомо, що значення $t_{erq} = 60$ днів оптимально описує події, пов'язані з фазами постсейсмічної релаксації.

Мультитренд

Припустимо, що у часових серіях існує лише один лінійний тренд. Однак стало відомо, що деякі часові серії описують інший лінійний тренд після сильного землетрусу. Для оцінки різних лінійних трендів в одному часовому ряді можна замінити поліноміальний тренд наступним:

$$p_0 + \sum_{k=1}^M p_{1k}(t_i - b_k)(H(t_i - b_k) - H(t_i - b_{k+1})) \quad (2.2)$$

де, p_{1k} - значення лінійного тренду для кожного сегмента k . Будемо вважати, що існує M відрізків, і перша епоха кожного відрізка k позначається b_k . $H(t)$ - функція кроку Хевісайда [102].

В наслідок землетрусів розмір передбачуваних зсувів стає залежним від величини лінійного тренду. У спеціалізованих програмних пакетах для аналізу часових серій, наприклад у Hector [61] можна усунути зсуви, виявивши їх на графіках.

2.2. Фільтрація : визначення та видалення зміщень та випадкових компонент

У цьому параграфі ми виконали фільтрацію, вилучили тренд, виконали оцінювання вмісту шуму та статистичний аналіз часових серій координат на прикладі кількох GNSS-станцій України (Рис 2.1). Для формування часових серій координат, ми завантажили добові файли спостережень у реалізації ETRF2000, що опрацьовує програмне забезпечення GIPSY-OASIS. Для кожної станції було сформовано часові серії тривалістю один місяць та один рік для порівняння результатів.

Для попередньої перевірки стабільності роботи станції спостережень нами використовувався програмний пакет iGPS [128]. Із наведеного списку станцій програма в автоматичному режимі може обрати станції із потрібною тривалістю спостережень. На панелі <Побудова графіків> можна визначити піврічний або річний тренд. Якщо часовий ряд станції являє собою нелінійні зміщення, він має бути вилучений з опрацювання. Іноді деякі ділянки часових серій є нелінійними або переривчастими. В такому випадку ці ділянки можна видалити із часової серії. Програма також визначає та виводить на графічний інтерфейс величину СКП на кожну зі складових координат окремо. Для автоматичної оцінки лінійної швидкості, річних та піврічних діапазонів, одночасно з компенсаціями та пост сейсмічною релаксацією використовуємо утиліту <Model>. Якщо після використання даної утиліти на графіках залишились невиявлені зміщення та зсуви, ми

можемо легко знайти їх, переглянувши залишкові графіки часових серій. Після цього їх можна визначити та вилучити вручну за допомогою утиліти <Offset Selector>, при цьому зберігши їх у спеціальному файлі зміщень. Для врахування цих зміщень використовуємо утиліту <Model> повторно з використанням файлу зміщень [16].



Рисунок 2.1 - Карта розміщення вибраних GNSS-станцій України

Розриви та зміщення в часових серіях координат впливають на оцінку швидкостей їх зміни. Тому їх слід вилучати з набору даних, щоб отримати надійну та точну оцінку швидкостей. Ці зміщення можна розділити на штучні, які є наслідком зміни навколишнього середовища та обладнання, наприклад, зміна антени, або ті, що є наслідком деформацій кори, наприклад в результаті землетрусів [17] (Рисунок 2.2). «Сирі» графіки часових серій річного періоду спостережень для інших досліджуваних станцій представлені в Додатку В.1.

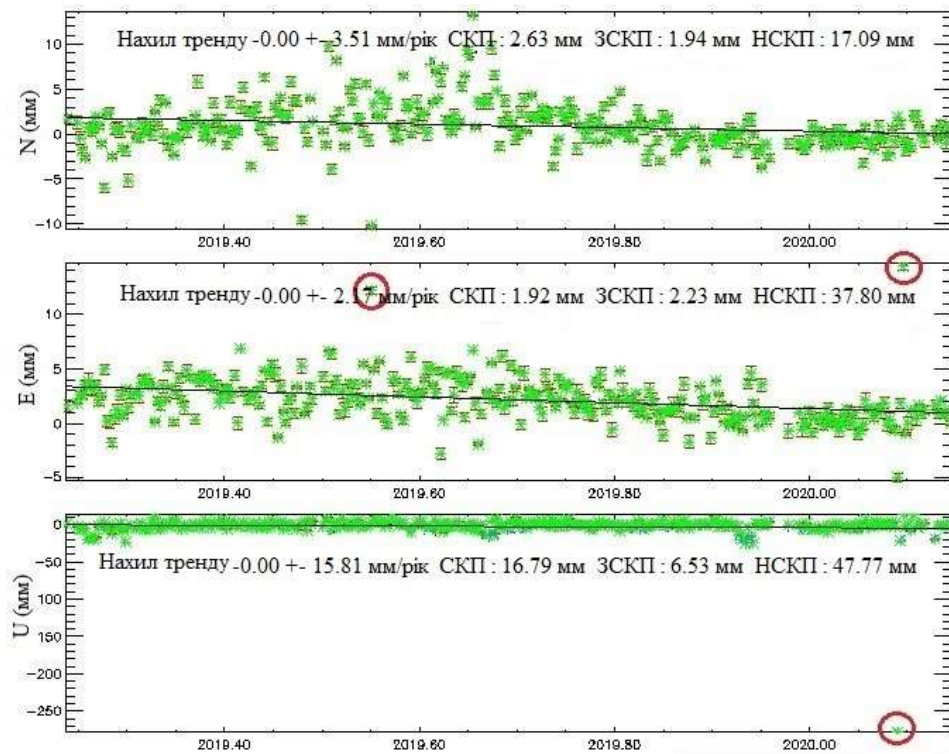


Рисунок 2.2 –Випадкові компоненти часового ряду станції MUK2

Найоптимальнішим підходом для оцінки зміщень є оцінювання методом максимальної правдоподібності (MLE) [97]. Визначити зміщення можна з графіків, а розмір та його вплив за допомогою методу найменших квадратів, який використовується при MLE. Це означає, що розподіл випадкових величин вважається нормальним, з однією відмінністю в кількості стовпців в матриці. Чим більше зміщень, тим на більшу кількість параметрів розширюється невідомий вектор.

Для вилучення випадкової компоненти, якою вважається значне відхилення від середнього значення, вказуються певні критерії при опрацюванні даних в спеціалізованих програмних пакетах. Такими критеріями є стандартне відхилення $3\sigma_e$, значення середньої квадратичної похибки не більше 3 мм, а також загальноприйняті межі відхилень 10,10,20 мм для кожної координати відповідно [13].

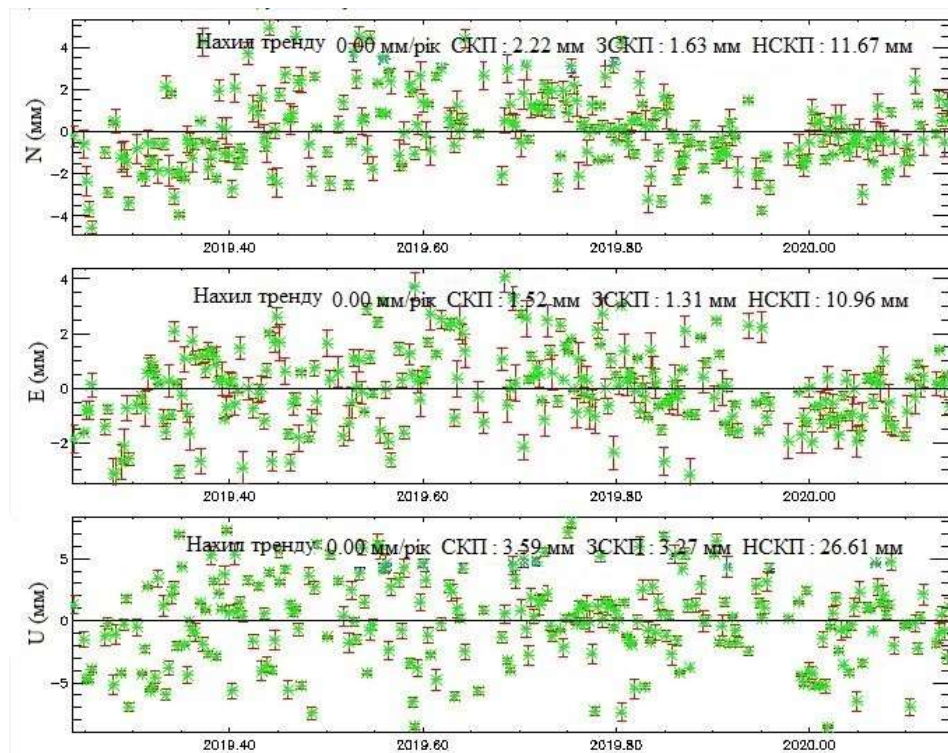


Рисунок 2.3—Фільтрований часовий ряд від випадкових компонент та зсувів станції MUK2

На рисунку 2.3 представлено часові серії станції MUK2 річного періоду спостережень. Фільтровані часові серії для інших станцій мережі наведено в Додатку В.2. Як видно з рисунка, після вилучення випадкових компонент значення СКП, нормалізованої СКП та вагової СКП значно зменшились для кожної з координат часової серії.

2.3. Фільтрація : оцінка періодичних сигналів

На часові ряди координат впливають річні, піврічні та інші періодичні сигнали. Тому, ефект цих сигналів повинен бути усунутий до подальшого аналізу часових рядів, щоб отримати істинні значення параметрів.

Ідентифікація періодичних сигналів відбувається за допомогою аналізу Фур'є [79]. Суть такого аналізу полягає в розкладанні сукупності координат на деяку суму простих тригонометричних функцій з метою отримання періодичних сигналів. Першим кроком буде перетворення координат з

часового до частотного інтервалу за допомогою перетворення Фур'є, який має наступний вигляд:

$$S(f) = \int_{-\infty}^{\infty} S(t)e^{-i2\pi ft} dt, \quad (2.3)$$

де, $S(f)$ та $S(t)$ - це сигнали, що відповідають частотному та часовому інтервалу. Таке перетворення дозволяє візуалізувати частоти в гармонічних періодах та виявити піки, знайшовши максимальні значення на графіку.

Після визначення частот гармонік, визначаємо їх амплітуди з допомогою рівнянь Ейлера-Фур'є, що наведені нижче:

$$a_n = \frac{1}{L} \int_{-L}^L (s_t) \cos\left(\frac{n\pi t}{L}\right) dt, \quad (2.4)$$

$$b_n = \frac{1}{L} \int_{-L}^L (s_t) \sin\left(\frac{n\pi t}{L}\right) dt, \quad (2.5)$$

де, a_n і b_n - амплітуди косинусної та синусної частин сигналу відповідно, L являє собою період спостережень (довжину ряду). Кожну частоту, яка була визначена на попередніх етапах, можна обчислити вибравши відповідне значення для цілого числа n . Повторно визначаються коефіцієнти a_n та b_n . Проте замість лінії, у цьому випадку до часового ряду додається сума простих тригонометричних функцій. Далі ми можемо визначити гармонійні сигнали:

$$h(t) = \frac{a_0}{2} + \sum_{n=1}^{\infty} a_n \cos\left(\frac{n\pi t}{2}\right) + b_n \left(\frac{n\pi t}{2}\right) \quad (2.6)$$

Отриманий результат необхідно відняти від фактичних координат, для усунення цих ефектів з ряду.

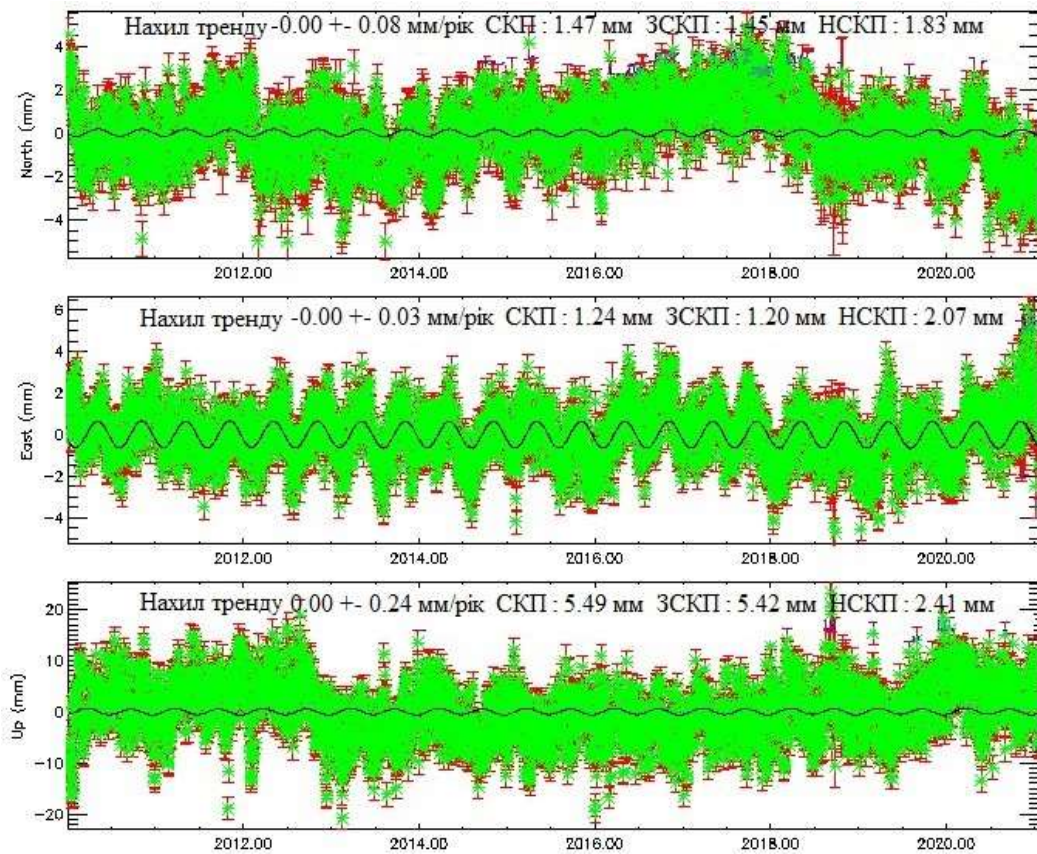


Рисунок 2.4 – Річна періодична складова часового ряду станції MUK2

Як видно з рисунка 2.4, в часових серіях координат чітко проявляється періодична складова. Її амплітуда коливається в межах ± 0.25 мм для координати N , ± 0.38 мм для координати E , та ± 3 мм для координати U .

2.4. Вилучення лінійного тренду із часових серій координат

Лінійний тренд (Рисунок 2.5) у часових серіях координат оцінюється шляхом підлаштування лінії тренду до даних, разом з оцінкою його коефіцієнтів, застосовуючи метод найменших квадратів. Ці коефіцієнти є початковим розташуванням та швидкістю зміни відповідної складової координат [140]. «Сирі» часові ряди для інших досліджуваних станцій наведено в Додатку В.3.

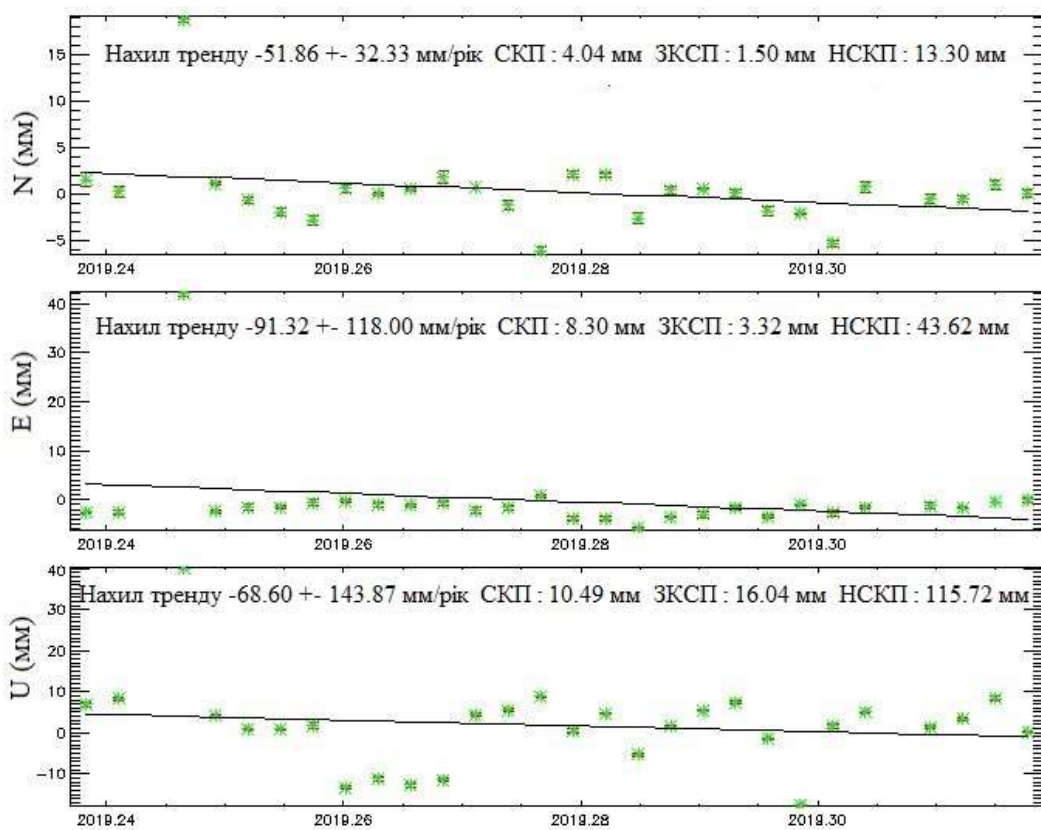


Рисунок 2.5 – «Сирий» часовий ряд станції MUK2

Зв'язок між обчисленими координатами та коефіцієнтами лінії тренду, які потрібно оцінити, описує наступна функціональна модель:

$$y = A\bar{x} + e, \quad (2.7)$$

де, y – вимірюваний вектор матриці $m \times 1$, A – матриця $m \times n$, а \bar{x} – невідомий вектор, e – вектор похибок, викликає похибки в значення позиціонування. Також вектор \bar{x} містить такі дані, як окремі компоненти часового ряду, швидкість їх зміни, коефіцієнти гармонік та величина випадкових компонент, залишковий не модельований шум. Невідомих є два, і це коефіцієнти встановленої лінії тренду.

Тому переписуємо лінію тренду як:

$$y = a \cdot t + b \quad (2.8)$$

де, a і b – це коефіцієнти, які підлягають оцінці (швидкість та початкове розташування), t – вектор $\bar{m} \times 1$ на відповідну епоху.

Розв'язання задачі методом найменших квадратів задано наступною формулою:

$$\dot{x} = (A^T \cdot A)^{-1} \cdot A^T \cdot y \quad (2.9)$$

Після цього тренд вилучається шляхом віднімання обчислених значень координат від фактичних.

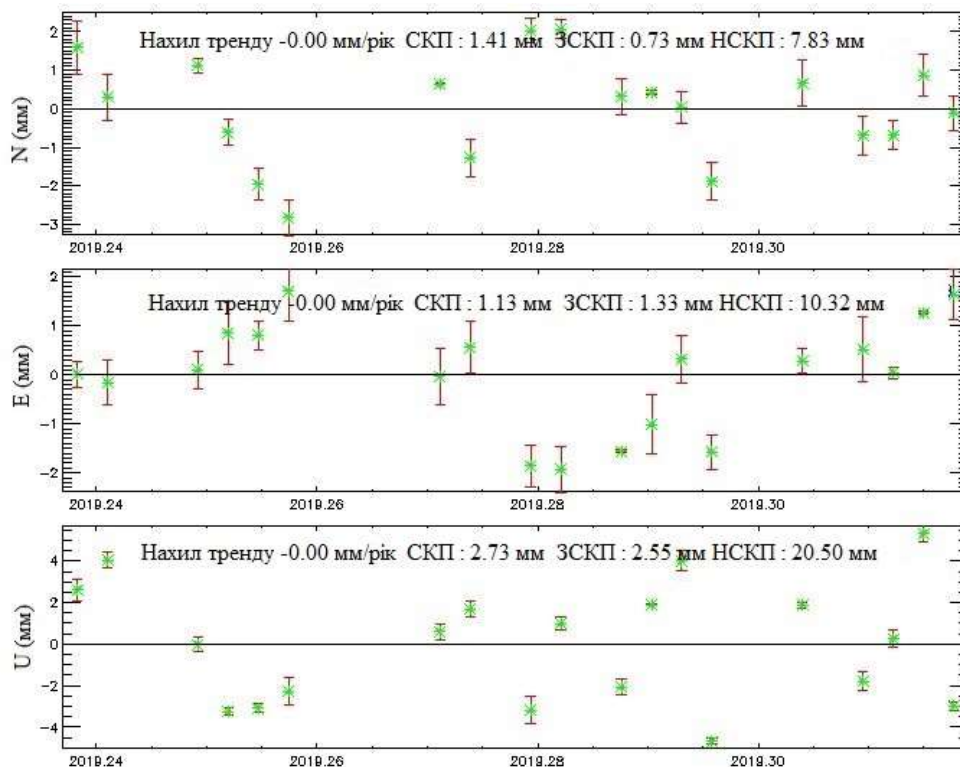


Рисунок 2.6 - Часовий ряд станції MUK2 без річного тренду

На рисунку 2.6 представлено часові серії тривалістю один місяць для станції MUK2 після вилучення тренду. Графічні приклади часових серій після вилучення тренду для інших досліджуваних станцій наведено в Додатку В.4.

2.5. Аналіз вмісту шуму в часових серіях

Спектр потужності шуму в координатах має наступний вигляд [133]:

$$P_y(f) = P_0 \left(\frac{f}{f_0}\right)^\alpha \quad (2.10)$$

де, f - просторова частота, P_0 та f_0 - нормувальні константи, а α - спектральний індекс. На основі спектрального індексу (α) виділяють два типи шуму:

– якщо $\alpha = 0$, то це білий шум. Це означає, що потужність спектру шуму є постійною в межах часового ряду;

– якщо $\alpha = -1$, то це кольоровий шум. Це означає, що потужність зростає як функція зворотної несучої частоти.

В першому випадку це означає, що не існує кореляції між компонентами шуму, а дисперсійно-коваріаційну матрицю можна вважати діагональною.

В другому випадку компоненти шуму корелюються з часом, а також це означає, що припускаючи відсутність кореляції між компонентами шуму, це не вплине на точність визначення швидкостей, бо стохастична модель визначена не точно.

Для того, щоб з'ясувати, який тип шуму відповідає нашим залишковим значенням, досліджуємо поведінку потужності спектральної щільності (PSD) шуму. Проте, заздалегідь необхідно оцінити функцію автокореляції:

$$r_k = \frac{\sum_{i=1}^{N-k} (x_i - \bar{x})(x_{i+k} - \bar{x})}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2} \quad (2.11)$$

Тоді з використанням N коефіцієнтів для обчислення $x(t)$ і нормалізації результатів дискретного перетворення Фур'є, отримаємо наступне:

$$\Phi(w) = \sum_{-\infty}^{\infty} r_n e^{-iwn} \quad (2.12)$$

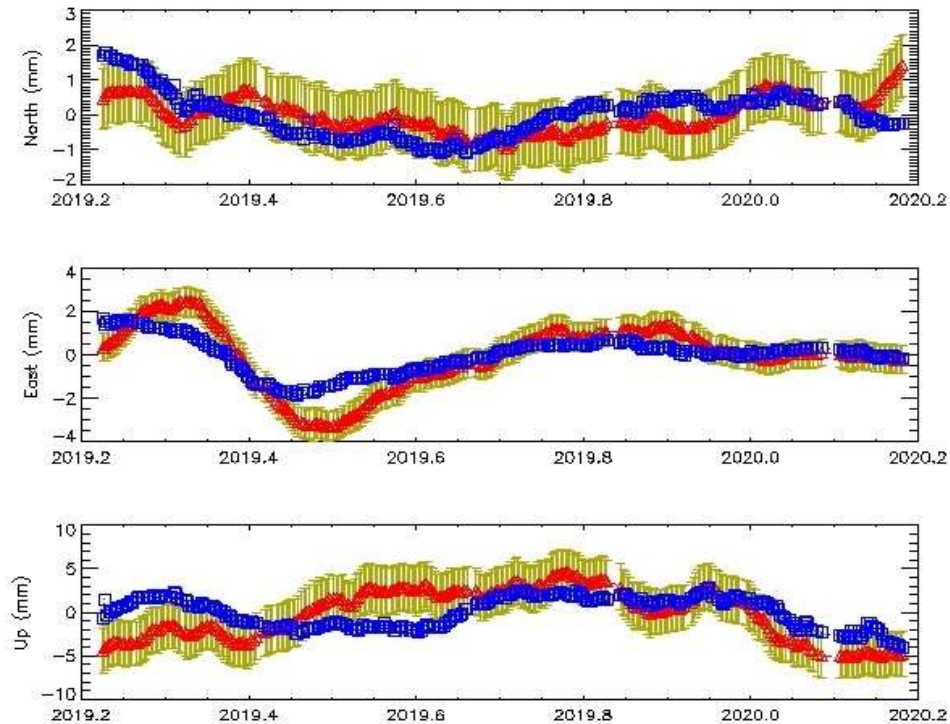


Рисунок 2.7–Часові серії станції MUK2 після фільтрації та оцінки шуму

На рисунку 2.7 червоним кольором представлені залишкові часові серії станції MUK2, які ми отримуємо після вилучення тренду та випадкових компонент, синім кольором представлено часові серії після проведення фільтрації та вилучення шуму. Графічні приклади часових серій після фільтрації для інших досліджуваних станцій наведено у Додатку Г. Як видно із рисунка після вилучення впливу джерел похибок ми отримуємо «згладжений» часовий ряд.

2.6. Статистичний аналіз часових серій координат

Одним із найважливіших моментів аналізу часових серій координат є аналіз статистичних властивостей кожної складової координат. Отже, необхідно не тільки оцінювати параметри, але й виконувати оцінку точності та моделювання похибок. Тому варто розуміти стохастичну модель часових серій координат і моделювати кожну компоненту похибок з урахуванням кореляції між ними.

Також необхідно визначити стохастичну модель, що залежить від побудови дисперсійно-коваріаційної матриці спостережень. Припускаючи, що функціональна та стохастична моделі визначені належним чином, невідомі параметри визначаються за допомогою методу найменших квадратів із ваговою матрицею:

$$W = Q_{yy}^{-1} = \frac{1}{\sigma_0^2} \times I_{m \times m} \quad (2.13)$$

тоді:

$$\dot{x} = (A^T W A)^{-1} A^T W y \quad (2.14)$$

Тепер ми можемо описати статистичні властивості параметрів, що підлягаю оцінці у векторі \dot{x} , оцінивши дисперсійно-коваріаційну матрицю ($Q_{\dot{x}\dot{x}}$), яка визначається як:

$$Q_{\dot{x}\dot{x}} = \sigma_0^2 A^T A^{-1} \quad (2.15)$$

Така матриця будується для кожної компоненти ряду, і вона описує точність значень, що ми оцінили. Також вона містить інформацію про кореляцію між досліджуваними параметрами.

Залишкові значення є важливими для таких досліджень. Адже вони, після видалення всіх трендів та періодичних впливів, дають важливу інформацію про існуючі геофізичні явища (швидкості зміни координат, геодинамічна ситуація).

Іншим важливим значенням, що описує точність вимірювань і залежить від повторюваності спостережень, є стандартне відхилення вимірювань, яке визначається як:

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_1^n (x - \dot{x})^2}{n-1}} \quad (2.16)$$

де, x - це фактичне спостереження, а \hat{x} - середнє емпіричне значення спостереження, а n - кількість спостережень.

Залишкові значення надають статистичну інформацію про правильність проведених розв'язків методом найменших квадратів. Така статистика має назву середньо-квадратична похибка (СКП) та описується наступним рівнянням:

$$\text{СКП} = \sqrt{\frac{\hat{e}^T W_{\hat{e}}}{n-t}} \quad (2.17)$$

де t та n - кількість невідомих та спостережень відповідно. Чим менші значення СКП, тим краща відповідність параметрів спостереженням.

Таблиця 2.1

Порівняння величин СКП до та після опрацювання [9]

Ста-я	СКП, мм (до опрацювання)			СКП, мм (утиліта MODEL із файлом зміщень)				СКП, мм (до опрацювання)			СКП, мм (утиліта MODEL із файлом зміщень)			
	Місячний період спостережень							Річний період спостережень						
	<i>N</i>	<i>E</i>	<i>U</i>	<i>N</i>	<i>E</i>	<i>U</i>	%	<i>N</i>	<i>E</i>	<i>U</i>	<i>N</i>	<i>E</i>	<i>U</i>	%
HUS1	2.75	8.90	9.60	1.82	1.49	4.12	80	2.56	3.67	18.12	1.80	1.41	3.62	50
MIZ1	2.47	7.37	10.57	1.41	1.65	5.37	85	2.69	3.48	9.06	1.71	1.51	4.12	48
MUK2	4.04	8.30	10.49	2.22	1.52	3.59	63	2.63	1.92	16.79	1.75	1.39	3.40	46
NEMO	0.87	1.27	2.64	0.75	1.28	2.63	6	1.66	2.23	3.58	1.25	1.86	2.61	22
OVRU	2.22	19.44	3.74	1.16	2.10	3.61	46	2.52	6.58	5.16	1.56	1.69	3.74	46
RAH1	1.11	8.63	10.37	1.09	2.22	6.08	39	2.32	3.69	21.19	1.62	1.48	4.11	57
RVNS	3.79	6.34	16.46	1.05	2.48	8.34	60	3.40	4.24	12.66	1.56	1.41	4.36	58
TER2	1.38	3.15	11.31	1.27	2.42	5.45	27	1.95	2.62	10.26	1.11	1.08	2.92	57
UZHG	4.66	7.57	9.79	1.72	1.92	6.21	59	4.18	8.30	9.48	1.57	1.22	3.39	70
VOLO	5.39	11.15	10.42	1.87	1.66	5.02	66	3.28	4.16	8.89	1.54	1.44	3.58	59
ZHTR	1.08	1.41	2.91	1.03	1.38	2.65	6	1.88	2.14	10.92	1.23	1.50	3.29	45

Як видно з таблиці 2.1, значення СКП часових серій зменшилось для всіх станцій мережі як для місячного, так і для річного періоду спостережень. Краща ситуація спостерігається для річного періоду, оскільки значення СКП зменшились в середньому на 51%, тоді коли для місячного періоду спостережень цей відсоток в середньому складає 48%. Варто зауважити, що

для обох періодів властиве зменшення СКП для висотної складової вдвічі, а іноді втричі. Також необхідно зауважити, що для деяких станцій значення зменшується на 6%, а для інших на 85%. Такі різниці можна пояснити випадковим вибором періодів спостережень.

Після виконання фільтрації часових серій координат обраних референцних станцій тривалістю близько 20 років, із результуючого файлу STAT.MODEL (Додаток Д) програмного пакета iGPS, ми отримали значення систематичних похибок (Таблиця 2.2).

Таблиця 2.2

Статистичні характеристики часових серій координат

Х-ки	N , мм	E , мм	U , мм
Трендова складова	11.2 ÷ 14.7 в рік ± 0.06	20.1 ÷ 24.3 в рік ± 0.06	-0.4 ÷ 0.5 в рік ± 0.23
Випадкові компоненти	± 10	± 10	± 20
Зсуви	-5.5 ÷ 6.0 ± 0.04	-4.9 ÷ 6.6 ± 0.03	-13.7 ÷ 16.9 ± 0.14
Періодична складова (річна)	0.2 ÷ 2.0 ± 0.02	0.1 ÷ 0.8 ± 0.02	2.3 ÷ 7.9 ± 0.06
Періодична складова (піврічна)	0.1 ÷ 0.5 ± 0.02	0.2 ÷ 0.4 ± 0.02	0.1 ÷ 1.0 ± 0.06
Амплітуда шуму	± 4	± 3	± 18
СКП	1.4 ÷ 2.4	1.4 ÷ 1.9	5.0 ÷ 6.8
НСКП	1.6 ÷ 2.9	2.1 ÷ 3.3	1.9 ÷ 2.6

Як видно із таблиці, значення трендової складової сягає в середньому 13.2 мм/рік для координати N , 22.1 мм/рік для координати E , та 0.1 мм/рік для координати U . Випадкові компоненти у часових серіях досягають 10 мм для горизонтальних складових, та 20 мм для висотної складової. Значення впливу зсувів часових серій коливаються в межах ± 6 мм для горизонтальних складових, та ± 17 мм для висотної складової. Величина річної періодичної складової для координати N в середньому складає 0.7 мм, для координати E – 0.7 мм, та 4.3 мм для координати U . Щодо піврічної періодичної складової, то

її значення в середньому складають 0.2 мм для координати N , 0.3 для координати E , та 0.5 мм для координати U . Амплітуда вмісту шуму в часових серіях коливається в межах $\pm 3-4$ мм для горизонтальних складових, та ± 18 мм для висотної складової. Середні значення СКП для координати N складають 1.8 мм, для координати E – 1.6 мм, для координати U – 5.7 мм. Нормовані значення СКП в середньому сягають 2.1 мм для координати N , 2.5 мм для координати E , та 2.3 мм для координати U .

Висновки до розділу 2

1. Розглянуто загальну схему аналізу часових серій координат, яка полягає в проведенні фільтрації, вилученні тренду та сезонних сигналів, оцінювання вмісту шуму. Проведення фільтрації для кількох GNSS-станцій України дозволяє отримати наступні результати:

- розриви, зміщення та випадкові компоненти часових рядів координат в середньому сягають ± 10 мм для координати N , ± 10 мм для координати E , та ± 20 мм для координати U .

- амплітуда періодичних (річних, піврічних) складових у часових серіях координат коливається від 0.2 до 2.0 мм для координати N , від 0.1 до 0.8 мм для координати E , та від 2.3 до 7.9 мм для координати U .

- трендова складова має як додатний, так і від’ємний нахил, а її значення в середньому складають 15.1 мм/рік для координати N , 21.2 мм/рік для координати E , та -0.6 мм/рік для координати U .

- амплітуда вмісту шуму у часових серіях коливається в межах 3-4 мм для горизонтальних складових, та 18 мм для висотної складової.

2. Після виконаної фільтрації, видалення тренду та оцінювання вмісту шуму часових серій ми отримали зменшення значень СКП для всіх станцій в середньому на 48% для місячного періоду, та на 51% для річного періоду спостережень. На основі цих значень можна зробити висновок, що вплив невилучених або неправильно модельованих помилок може суттєво вплинути на результати спостережень.

3. Статистичний аналіз часових серій координат дозволив отримати зменшення значень СКП в середньому на 52%, значень зваженої СКП на 74%, та нормованої СКП на 80%.

4. Проведення фільтрації, видалення тренду та аналізу вмісту шуму часових серій стандартними методами аналізу дозволяє отримати залишковий часовий ряд «теоретично» з випадковими компонентами. За реальної наявності систематичних ефектів у випадковій компоненті

неможливо репрезентативно прогнозувати значення часового ряду на майбутні періоди. Частина таких ефектів може бути віднесена до трудно передбачуваних природних явищ геофізичного характеру (припливні та неприпливні явища, атмосферні та океанічні навантаження тощо), частина – до випадкових дій місцевого рівня.

РОЗДІЛ 3. МАТЕМАТИЧНИЙ АПАРАТ ДЛЯ АНАЛІЗУ ЧАСОВИХ СЕРІЙ КООРДИНАТ

3.1. Класичні методи аналізу часових серій координат

Методи класичної теорії похибок вимірів (КТПВ) успішно застосовуються в математичному моделюванні протягом останніх двохсот років. Методи КТПВ, які в основному розробив Ф. Гаусс, базуються на двох фундаментальних принципах: а) похибки спостережень підкоряються нормальному закону і б) в результатах вимірювань відсутні джерела систематичних похибок [7].

3.1.1. Просторово-часова фільтрація

Просторова кореляція між окремими станціями для кожної складової координат регіональних GNSS мереж може досягати значних величин. Некоректне моделювання супутникових орбіт, параметрів орієнтації Землі, значні атмосферні ефекти або корекції фазового центру супутникової антени можуть спричинити регіонально корельовані похибки. Такий тип похибок часових серій називають похибками загального режиму (CME) [145]. Просторова фільтрація є ефективним способом підвищення точності часових серій координат за рахунок зменшення цих похибок, тим самим забезпечуючи кращу роздільну здатність для виявлення слабких або перехідних деформаційних сигналів. В більшості випадків їх оцінка відбувається за допомогою регіональної просторової фільтрації, наприклад, «підсумовування» [93]. Вперше такий тип аналізу був використаний для вивчення рухів земної кори, спричинених сейсмічними деформаціями, а також фільтрації щоденних GPS-рішень. Також цей метод було успішно реалізовано для розрахунку похибок загального режиму, шляхом аналізу підмереж розміром в декілька станцій. Підтвердженням доцільності використання даного методу фільтрації слугують значення обчислених

середньо-квадратичних похибок (СКП), або амплітуди шуму неопрацьованих та відфільтрованих залишкових часових серій координат.

Регіональний підхід до просторової фільтрації, тобто методу «підсумовування», виражається обчисленням загального зміщення кожної компоненти часових серій. Запропонований Nikoladius [100] у 2002 році метод зваженого значення СМЕ із сукупності досліджуваних станцій обчислюється за наступною формулою:

$$\varepsilon(t_i) = \frac{\sum_{k=1}^S \left(\frac{v_k(t_i)}{\sigma_{i,k}^2} \right)}{\sum_{k=1}^S \left(\frac{1}{\sigma_{i,k}^2} \right)}, \quad (3.3)$$

де, $v_k(t_i)$ - залишкова величина k -ї станції на певну епоху i та $\sigma_{i,k}^2$ - її стандартна похибка. Відфільтроване значення $x(t)$ для кожної компоненти отримують відніманням значення СМЕ від компонента спостережуваного значення $x^0(t)$.

$$x(t) = x^0(t) - \varepsilon(t), \quad (3.4)$$

Для проведення просторово-часової фільтрації авторами [56] було підібрано близько 150 європейських станцій, спостереження на яких опрацьовувалось двома різними центрами двома методами – PPP та DD. Результати для двох станцій наведено в табл 3.1.

Таблиця 3.1

**Амплітуди шуму опрацьованих часових серій
методами PPP та DD [56]**

Станція	Амплітуда шуму, мм											
	PPP						DD					
	Нефільтровані			Фільтровані			Нефільтровані			Фільтровані		
	<i>N</i>	<i>E</i>	<i>U</i>	<i>N</i>	<i>E</i>	<i>U</i>	<i>N</i>	<i>E</i>	<i>U</i>	<i>N</i>	<i>E</i>	<i>U</i>
NOBU	1.5	1.2	4.4	0.7	0.4	3.2	0.8	1.0	3.1	0.2	0.2	2.5
WTZR	1.0	1.3	4.2	0.6	0.4	3.4	1.1	0.9	3.7	0.6	0.3	2.7

Метод «підсумовування» зарекомендував себе надійним для регіональних мереж, проте виникають певні обмеження при поширенні на більші регіони, оскільки припущення про просторову рівномірність руйнується, а СМЕ поступово зменшуються.

Для усунення припущення про просторово рівномірний розподіл, необхідно дозволити даним виявити просторовий розподіл похибок загального режиму. Аналіз основних компонентів (РСА) [86] та розсіювання Кархунена-Льова (КЛЕ) [26] розкладають часові ряди на набір тимчасово змінних режимів та їх просторових реакцій. Тому вони забезпечують математичну основу для проведення просторово-часової фільтрації.

Для регіональної мережі щоденних часових серій координат із кількістю станцій M , що охоплюють n днів спостережень, побудовано матрицю $(M \times n)$ значення $X(t_i, x_j)$ ($i = 1, 2, \dots, n$ та $j = 1, 2, \dots, M$). У X кожен стовпець містить значення координат, у які вилучено тренд, для однієї зі складових (північної, східної або висотної) однієї із станцій в мережі, а рядки містять значення геодезичної складової для всіх станцій у певну епоху. Елемент коваріаційної матриці \mathbf{B} визначається як:

$$b_{ij} = \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^M X(t_k, x_i) X(t_k, x_j), \quad (3.5)$$

Симетричну матрицю $\mathbf{B}(n \times n)$ можна розкласти як:

$$\mathbf{B} = \mathbf{V} \mathbf{\Lambda} \mathbf{V}^T, \quad (3.6)$$

де, матриця векторів \mathbf{V}^T є $(n \times n)$ матрицею з ортонормальними рядками, матриця $\mathbf{\Lambda}$ має k ненульових діагональних власних значень $\{\lambda_k\}$ ($n \geq k$). У більшості випадків із реальними геодезичними даними ранг матриці \mathbf{B} зазвичай є повним ($k = n$). Як відомо з лінійної алгебри, будь-яка матриця рангу n може бути розширена на n ортонормованому векторному базисі. Таким чином, ми обираємо основу ортонормованої функції \mathbf{V} для розширення матриці даних $\mathbf{X}(t_i, x_j)$:

$$\mathbf{X}(t_i, x_j) = \sum_{k=1}^n a_k(t_i) v_k(x_j), \quad (3.7)$$

де, $a_k(t_i)$ визначається як:

$$a_k(t_i) = \sum_{j=1}^n \mathbf{X}(t_i, x_j) v_k(x_j), \quad (3.8)$$

Таке розкладання називається емпіричним аналізом ортогональної функції (EOF), також відомим як аналіз основних компонентів (РСА). Значення $a_k(t_i)$ називається k -м основним компонентом (ОК) матриці \mathbf{X} , а $v_k(x_j)$ є власним вектором відповідно. Основні компоненти представляють часові зміни, а власні вектори - просторові значення основних компонентів. Якщо ми розмістимо власні вектори в порядку зменшення, перші кілька являють собою найбільший вплив у дисперсію часових серій мережі, як правило, пов'язаних із функцією загального джерела часу; головні компоненти вищого порядку зазвичай пов'язані з локальними або окремими ефектами. Такий підхід RSA було успішно застосовано до декомпозиції геодезичних даних для вивчення міжсейсмічної деформації.

Коли коваріаційна матриця \mathbf{B} нормується вектором дисперсії σ , результуюча матриця натомість стає кореляційною матрицею \mathbf{C} , тобто $c_{ij} = b_{ij}/(\sigma_i \sigma_j)$, де σ визначається із формули:

$$\sigma_j = \sqrt{b_{jj}} = \sqrt{\frac{1}{m-1} \sum_{k=1}^m [\mathbf{X}(t_k x_j)]^2}, \quad (3.9)$$

Також матрицю кореляції можна розкласти як:

$$\mathbf{C} = \mathbf{W} \mathbf{\Lambda}_c \mathbf{W}^T, \quad (3.10)$$

де, власні вектори \mathbf{W} не тотожні \mathbf{V} у (3.6), а матриця $\mathbf{\Lambda}_c$ також відрізняється від матриці $\mathbf{\Lambda}$ у (3.6). Матриця даних $\mathbf{X}(t_k x_j)$ може також використовувати ортонормальний векторний базис \mathbf{W} для виконання розширення, а формули розкладання подібні до (3.7) та (3.8).

$$\mathbf{X}(t_i, x_j) = \sum_{k=1}^n a_k(t_i) w_k(x_j), \quad (3.11)$$

$$a_k(t_i) = \sum_{j=1}^n \mathbf{X}(t_i, x_j) w_k(x_j). \quad (3.12)$$

Таке розширення називається розсіювання Кархунена-Льова (KLE), яке спочатку використовувалося при розпізнаванні зразків, а пізніше було введене в геофізичні та геодезичні проблеми.

Єдина різниця між PCA та KLE полягає в тому, що перший використовує матрицю коваріації \mathbf{B} , а другий використовує кореляційну матрицю \mathbf{C} для обчислення ортонормованого векторного базису. Якщо ми масштабуємо вихідний часовий ряд за квадратними коренями їх дисперсійних зворотних значень, аналіз KLE вихідного часового ряду еквівалентний аналізу PCA відновленого часового ряду. Тут масштабована матриця даних $\dot{\mathbf{X}}$ визначається як:

$$\dot{X}(t_k, x_j) = \frac{X(t_k, x_j)}{\sigma_j} \quad (3.13)$$

де, σ визначається за формулою (3.9).

Аналіз головних компонент та розширення Кархунена-Льова вперше було застосовано авторами [43] для залишкових часових серій близько 150 станцій. Значення кореляційних матриць для всіх компонент часових серій представлено на рисунку 3.1.

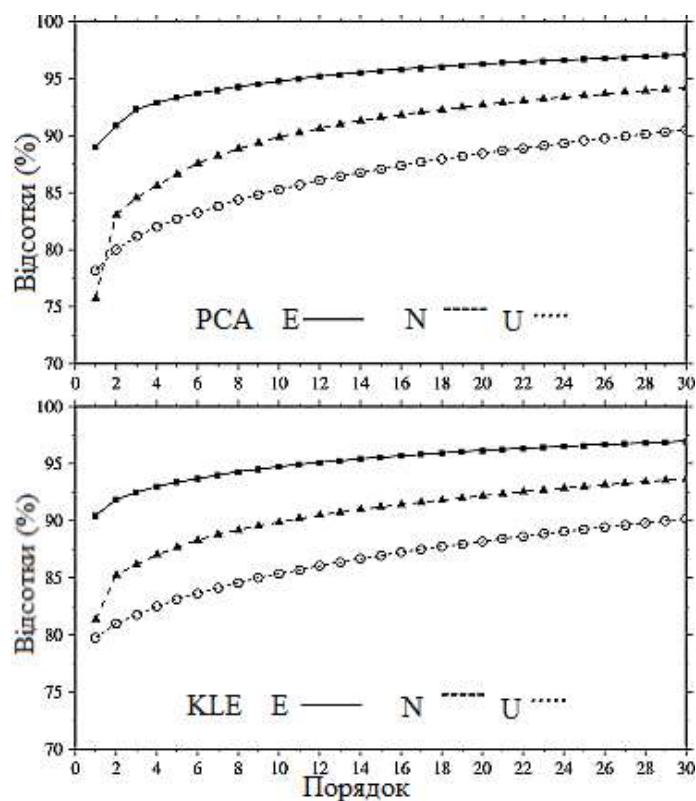


Рисунок 3.1 - Відсотковий вміст значень головних компонент [44]

Оскільки станції із сильними локальними ефектами були виключені з опрацювання, результати застосування обох методів є практично однаковими. У таблиці 3.2 наведено середні значення розсіювання норм L1 та L2, що були обчислені на основі п'ятирічних часових серій методами «підсумовування», PCA та KLE.

Таблиця 3.2

Порівняння значень розсіювання [44]

Координата	Нефільтровані	Підсумовування	PCA	KLE
<i>N</i> (L1), мм	1.65	0.75	0.74	0.75
<i>E</i> (L1), мм	2.46	0.83	0.80	0.82
<i>U</i> (L1), мм	5.02	2.40	2.37	2.38
<i>N</i> (L2), мм	2.12	1.11	1.10	1.12
<i>E</i> (L2), мм	3.30	1.19	1.16	1.18
<i>U</i> (L2), мм	6.44	3.23	3.19	3.21

Тобто розкладання PCA влаштовує власні вектори на основі їх внеску в дисперсію часових рядів мережі. Аналогічним чином, аналіз KLE забезпечує власні вектори на основі їхнього внеску у змінені дисперсії часових рядів. Легко показати, що перемасштабована матриця даних покриває часові ряди з більшою дисперсією, так що кожен масштабований часовий ряд має однакову нормовану дисперсію.

3.1.2. Метод найменших квадратів

Практично неможливо віднайти часові серії координат, які б не містили зсуви чи випадкові компоненти. Вони можуть бути викликані як природними (землетруси, тропосферні та іоносферні впливи, та ін..) так і штучними (заміна обладнання, стратегії опрацювання, людський фактор, та ін..) джерелами. Впливи зсувів та вискоків можуть передаватись з однієї станції до іншої, внаслідок мережевого методу опрацювання чи аналізу. Для станцій, розташованих в активних сейсмічних зонах, величина таких похибок буде значно більшою, ніж для станцій, що розташовані в стабільних регіонах. Для правильної оцінки таких впливів необхідно мати довготривалі набори даних, та необхідно оцінювати їх вміст після кожної зміни обладнання чи стратегії опрацювання. Для виявлення та усунення цих ефектів широко застосовується метод найменших квадратів [72].

Основне завдання лінійної регресії для визначення швидкостей зміни координат станції можна виразити через підлаштування прямої через серію з n спостережень x_i , визначених в епохи t_i , наступним чином:

$$x_i = x_0 + rt_i + \varepsilon_x(t_i) \quad (3.14)$$

де, $\varepsilon_x(t_i)$ - значення помилки.

Розглянемо найпростіший випадок, коли часовий ряд містить одне зміщення за час t_{off} ($t_i < t_{off} < t_n$). Рівняння (3.14) матиме вигляд:

$$x_i = x_0 + rt_i + p_i x_{off} + \varepsilon_x(t_i) \quad (3.15)$$

де,

$$p_i = \begin{cases} 1 & t_i \geq t_{off} \\ 0 & t_i < t_{off} \end{cases} \quad (3.16)$$

В матричному вираженні матимемо наступний вираз:

$$x = (x_1, \dots, x_n)^T$$

$$A = \begin{bmatrix} 1 & t_1 p_1 \\ 1 & t_2 p_2 \\ \dots & \dots \\ 1 & t_{n-1} p_{n-1} \\ 1 & t_n p_n \end{bmatrix} \quad (3.17)$$

$$\dot{y} = (\hat{x}_0, \hat{r}, \hat{x}_{off})^T$$

Використовуючи зважений метод найменших квадратів отримуємо значення x_0 , r та x_{off} , обчислені з:

$$\hat{y} = [A^T C_x^{-1} A]^{-1} A^T C_x^{-1} x \quad (3.18)$$

де, C_x - матриця коваріації вимірювань. Матриця коваріації для визначення значень задана формулою:

$$\hat{C}_{\hat{y}} = [A^T C_x^{-1} A]^{-1} \quad (3.19)$$

Матриця коваріації вимірювання C_x повинна відповідати формі моделі шуму або комбінації моделей, що відповідає значенню помилки.

Для визначення вмісту будь-якого виду шуму в часових серіях, необхідно провести оцінку компонентів дисперсії методом найменших квадратів. Така методика була розроблена 1988 вченим Teunissen [127].

Розглянемо лінійну модель рівнянь спостереження з p -числом невідомих компонентів дисперсії:

$$E(\underline{y}) = Ax, \quad D(\underline{y}) = Q_y = Q_0 + \sum_{k=1}^p \sigma_k Q_k \quad (3.20)$$

де, підкреслені значення вказують на випадкові величини, а E та D - очікуване та дисперсійне значення відповідно. У попередній функціональній моделі \underline{y} є \bar{m} -вектором спостережень, x є \bar{n} -вектором параметрів, що нас цікавлять, а $m \times n$ проєктована матриця A повинна містити заповнені стовпці. Матриця коваріації даних Q_y виражається як невідома лінійна комбінація відомих $m \times m$ кофакторних матриць Q_k . Q_0 - відома частина стохастичної моделі. Оціненими мають бути невідомі компоненти дисперсії $\sigma_k, k = 1, \dots, p$.

Для застосування методу найменших квадратів до моделі компонентної дисперсії, можна переформулювати другу частину рівняння (3.20) з точки зору моделі рівнянь спостереження як $E\left(vh(\underline{t}\underline{t}^T - \mathbf{B}^T \mathbf{Q}_0 \mathbf{B})\right) = \mathbf{A}_{vh} \sigma$, де $\sigma = [\sigma_1, \dots, \sigma_p]^T$, $\underline{t} = \mathbf{B}^T \underline{y}$, та $\mathbf{A}_{vh} = [vh(\mathbf{B}^T \mathbf{Q}_1 \mathbf{B}), \dots, vh(\mathbf{B}^T \mathbf{Q}_p \mathbf{B})]$ в якій оператор vh (вектор-половина) застосовується до симетричних матриць, а \mathbf{B} - матриця $m \times (m - n)$, з якої $m - n$ лінійно незалежних стовпців охоплює нульовий простір \mathbf{A}^T , тобто, $\mathbf{A}^T \mathbf{B} = 0$ або $\mathbf{B}^T \mathbf{A} = 0$.

Тоді оцінювання методом найменших квадратів для p -вектора невідомих компонентів дисперсії матиме наступний вигляд:

$$\hat{\underline{\sigma}} = (\mathbf{A}_{vh}^T \mathbf{Q}_{vh}^{-1} \mathbf{A}_{vh})^{-1} \mathbf{A}_{vh}^T \mathbf{Q}_{vh}^{-1} vh(\underline{t}\underline{t}^T - \mathbf{B}^T \mathbf{Q}_0 \mathbf{B}) = \mathbf{N}^{-1} \underline{l} \quad (3.21)$$

де, Q_{vh} - матриця коваріації спостережуваних значень $vh(\underline{t}\underline{t}^T)$. Можна показати, що записи $p \times p$ нормальної матриці \mathbf{N} і p -вектора \underline{l} отримуються як:

$$n_{kl} = \frac{1}{2} tr\left(\mathbf{Q}_y^{-1} \mathbf{P}_A^l \mathbf{Q}_k \mathbf{Q}_y^{-1} \mathbf{P}_A^l \mathbf{Q}_l\right), k, l = 1, 2, \dots, p \quad (3.22)$$

та

$$\underline{l}_k = \frac{1}{2} \hat{\underline{e}}^T \mathbf{Q}_y^{-1} \mathbf{Q}_k \mathbf{Q}_y^{-1} \hat{\underline{e}} - \frac{1}{2} tr(\mathbf{Q}_k \mathbf{Q}_y^{-1} \mathbf{P}_A^l \mathbf{Q}_0 \mathbf{Q}_y^{-1} \mathbf{P}_A^l) \quad (3.23)$$

де, $k, l = 1, 2, \dots, p$ і залишковий вектор застосованого методу $\hat{\underline{e}} = \mathbf{P}_A^l \underline{y}$, в якому ортогональна проекція \mathbf{P}_A^l подається як:

$$\mathbf{P}_A^l = \mathbf{I} - \mathbf{A}(\mathbf{A}^T \mathbf{Q}_y^{-1} \mathbf{A})^{-1} \mathbf{A}^T \mathbf{Q}_y^{-1} \quad (3.24)$$

з ідентичною \mathbf{I} матрицею. Оскільки оцінювач $\hat{\underline{\sigma}}$ ґрунтується на методі найменших квадратів, обернена до нормальної матриці \mathbf{N} , автоматично дає матрицю коваріації оцінених компонентів дисперсії:

$$\mathbf{Q}_{\hat{\underline{\sigma}}} = \mathbf{N}^{-1} \quad (3.25)$$

Реалізація методу починається з початкового підбору компонентів дисперсії ($\sigma_k^0, k = 1, \dots, p$). Використовуючи ці значення, обчислюється $\mathbf{Q}_y = \mathbf{Q}_0 + \sum_{k=1}^p \sigma_k^0 \mathbf{Q}_k$. Рівняння $\hat{\underline{\sigma}} = \mathbf{N}^{-1} \underline{l}$ з рівняннями (3.22) та (3.23) дає оцінки $\sigma_k, k = 1, \dots, p$, які в наступному циклі розглядаються як покращена початкова здогадка для цих складових дисперсії. Ця ітераційна процедура повторюється до тих пір, поки оцінювані компоненти дисперсії не змінюються з подальшими ітераціями. У цьому розділі ми розглянули лінійну стохастичну модель. Щоб подолати нелінійність, можна розширити модель у ряд Тейлора, для якого потрібні початкові значення невідомого вектора $\underline{\sigma}$, а саме σ^0 . Після лінеаризації отримують лінійну форму моделі дисперсії.

Запропонована методика була застосована для близько 40 станцій, опрацьованих в Лабораторії реактивного руху (JPL). Для опису характеристик шуму часових серій координат було обрано три стохастичні моделі: модель чистого білого шуму (I), модель білого шуму + мерехтіння (IIa) та модель білого шуму + випадкового шум (III) (табл. 3.3).

Амплітуда шуму в часових серіях координат[21]

Ст-я	Білий шум, мм			Білий шум+мерехтіння, мм						Білий шум+випадковий шум, мм					
	<i>N</i>	<i>E</i>	<i>U</i>	<i>N</i>	<i>E</i>	<i>U</i>	<i>N</i>	<i>E</i>	<i>U</i>	<i>N</i>	<i>E</i>	<i>U</i>	<i>N</i>	<i>E</i>	<i>U</i>
KOSG	3.34	3.44	7.45	2.45	2.54	5.21	3.41	3.67	8.82	2.79	2.89	6.17	7.96	9.06	23.4
σ	0.04	0.04	0.09	0.05	0.05	0.12	0.18	0.18	0.40	0.04	0.04	0.08	0.51	0.56	1.31
WSRT	2.76	2.82	7.12	2.12	2.35	5.08	2.58	2.37	8.24	2.32	2.52	5.95	6.21	5.11	21.3
σ	0.04	0.04	0.11	0.05	0.05	0.14	0.18	0.19	0.47	0.04	0.04	0.10	0.51	0.48	1.52
ONSA	3.35	3.65	7.85	2.54	2.70	5.28	3.39	3.45	9.62	2.85	3.02	6.29	8.25	7.50	27.6
σ	0.04	0.04	0.10	0.05	0.05	0.13	0.18	0.19	0.42	0.04	0.04	0.09	0.53	0.52	1.45
GRAZ	3.74	4.75	9.12	2.81	3.62	6.53	3.62	4.16	9.90	3.14	3.97	7.51	8.26	9.12	25.7
σ	0.05	0.06	0.11	0.06	0.07	0.5	0.20	0.25	0.49	0.04	0.05	0.10	0.55	0.65	1.52
ALGO	3.62	3.60	8.22	2.32	2.77	5.20	3.87	3.67	9.71	2.74	3.08	6.29	9.53	9.38	25.6
σ	0.04	0.04	0.10	0.05	0.06	0.13	0.17	0.19	0.40	0.04	0.04	0.09	0.55	0.58	1.37

Дослідження авторів показують, що застосування методу найменших квадратів до моделі компонентної дисперсії, дає ті самі результати, що і оцінка максимальної правдоподібності. Цей результат справедливий при $m \times n$, що зазвичай буває при аналізі часових рядів. У таблиці 3.3 наведено значення амплітуди шуму різних компонентів для різних стохастичних моделей. Також в ній наведено значення стандартного відхилення оцінок. Авторами виявлено, що для різних компонентів шуму отримано різні результати. Горизонтальні компоненти піддаються впливу шуму в 2–4 рази менше, ніж вертикальні компоненти. Порівнюючи результати, наведені в Таблиці 3.3, можна побачити, що амплітуда білого шуму для моделі «білий шум + мерехтіння» на 30% менша, тоді як це зменшення для моделі «білий шум + випадковий шум» становить приблизно 20%.

3.1.3. Оцінка максимальної правдоподібності

На основі визначення геодезичного позиціонування частота та швидкість зміни координат зазвичай використовуються для моделювання тектонічних процесів. Одночасно з оцінкою величини параметрів необхідно оцінювати похибку їх визначення. Якщо тимчасові кореляції не беруться до уваги або кожне зі спостережень вважається незалежним, цілком ймовірно,

що будь-яка оцінка похибки цих параметрів буде занадто низькою, а оціночне значення параметра буде упередженим. Для врахування точної оцінки невизначеності існує кілька факторів, в тому числі підбір правильної моделі фонового шуму та обчислювальні вимоги для оцінки параметрів обраної моделі шуму для випадків, коли є численні спостереження.

Як відомо, більшість часових серій геофізичних явищ містять фоновий шум, що демонструють часові кореляції. Цю кореляцію можна охарактеризувати як обчислення спектру потужності та визнання того, що на більш високих частотах потужність не залежить від частоти, а на нижчих частотах потужність може бути представлена степеневим шумом $1/f_\alpha$. З цих часових серій виконується оцінка різних коефіцієнтів одночасно із їх стандартними похибками. Наприклад, визначені за допомогою GNSS вимірювань координати, можуть бути використані для оцінки швидкостей окремих ділянок, зсувів внаслідок землетрусів та/або змін швидкості внаслідок перехідних деформацій вулканічних джерел. Проте реалізація будь-якої шумової моделі, яка представляє щось більш складне, ніж білий шум, або, як правило, розподілена гауссова похибка, стає обчислювально неефективною проблемою при регресії найменших квадратів, оскільки вона передбачає інвертування великої квадратної матриці даних-коваріації з кількістю операцій, як шкала cn^3 , де n - кількість спостережень. Для оцінки стандартної похибки швидкості застосовуються емпіричні співвідношення і використовуються для кількісної оцінки помилки.

Однак цей метод може дати помилкові оцінки як швидкості, так і її стандартної похибки, оскільки він робить кілька припущень. Якщо швидкість обчислюється на основі некорельованих даних, проте фоновий шум має сильні часові кореляції, що наближаються до випадкової проходження, де $\alpha = 2$, передбачувана швидкість буде упередженою. І, якщо спектр фонових шумів не відповідає "практичному правилу" [122], застосованому до емпірично отриманого відношення, стандартна помилка швидкості також може бути неправильною.

За останні два десятиліття в низці робіт [136, 81, 35, 36] було викладено методи для кращої оцінки функціональних параметрів, що описують часовий ряд, і одночасно оцінки компонентів передбачуваної моделі фонового шуму. Більшість робіт стосується використання оцінки максимальної правдоподібності (MLE) для оптимізації як пристосування до даних функції, яка описує залежність від часу, так і моделі шуму, що описує коваріаційну матрицю даних [39].

Процес максимізації ймовірності є ітераційним, який ініціюється шляхом підлаштування моделі для коваріації даних, оцінки параметрів моделі за допомогою рівняння (3.26), обчислюючи невідповідність моделі, та оцінюючи ймовірність використавши логарифм Гауссової функції рівнянням:

$$\ln(\rho(r, C)) = -0.5 [(n - m) \ln(2\pi) + \ln(\det(\hat{C}.)) + \acute{r}^T \hat{C}.^{-1} \acute{r}] \quad (3.26)$$

Ця послідовність відома як оцінка максимальної ймовірності. Рівняння (3.26) вимірює як розмір коваріаційної матриці даних, $\det(\hat{C}.)$, і нормована невідповідність $\acute{r}^T \hat{C}.^{-1} \acute{r}$. За допомогою симплексного алгоритму Nelder та Mead [98] вноситься корекція параметрів, які використовуються для обчислення коваріації даних до рівняння (3.26) досягає максимуму. Необхідно звернути увагу, що параметри моделі x та залишки \acute{r} , оновлюються для кожної ітерації, щоб мінімізувати можливість упередженості [82].

Коваріаційна матриця даних, із врахуванням комбінації різних стохастичних моделей (моделей шуму), матиме наступний вигляд:

$$C = \sigma_{WN}^2 I + \sigma_{RW}^2 C_{RW} + \sigma_{FW}^2 C_{FW} \quad (3.27)$$

де, I – матриця $N \times N$ (одична коваріаційна матриця для білого шуму), C_{RW} та C_{FW} – одичні коваріаційні матриці для випадкового шуму та мерехтіння відповідно [19].

Авторами було обчислено три моделі шуму часових серій координат 159 GNSS - станцій Бразильської мережі, такі як: білий шум + мерехтіння ($\kappa=-1$), білий шум + випадковий шум ($\kappa = -2$), і окремо білий шум ($b_k = 0$). Результати наведено в таблиці 3.4.

Таблиця 3.4

Величини моделей шуму часових серій координат [19]

Значення	Модель шуму	N			E			U		
		$\sigma_{СЗ}$, мм/рік	$\sigma_{БШ}$, мм	$\Sigma\sigma$, мм	$\sigma_{СЗ}$, мм/рік	$\sigma_{БШ}$, мм	$\Sigma\sigma$, мм	$\sigma_{СЗ}$, мм/рік	$\sigma_{БШ}$, мм	$\Sigma\sigma$, мм
Середнє	Білий шум	-	0.67	0.67	-	0.75	0.75	-	2.12	2.12
	Мерехтіння+білий шум	2.80	0.37	3.17	3.16	0.38	3.55	8.23	1.09	9.32
	Випадковий шум+білий шум	5.98	0.61	6.59	5.56	0.72	6.27	14.94	1.69	16.63
Мінімальнє	Білий шум	-	0.15	0.15	-	0.14	0.14	-	0.85	0.85
	Мерехтіння+білий шум	1.65	0.05	1.70	1.63	0.02	1.65	5.24	0.26	5.50
	Випадковий шум+білий шум	4.58	0.35	4.93	4.29	0.41	4.70	10.36	0.45	10.81
Максимальнє	Білий шум	-	1.16	1.16	-	1.27	1.27	-	4.03	4.03
	Мерехтіння+білий шум	4.27	0.78	5.05	4.72	0.86	5.59	14.52	2.93	17.46
	Випадковий шум+білий шум	8.60	0.99	9.59	7.85	1.03	8.88	20.75	3.53	24.28

Як видно з таблиці, стохастична модель з найменшими величинами шуму є дробовим степеневим законом + модель білого шуму ($\sigma_{СЗ} + \sigma_{БШ}$). Сума дисперсій шуму ($\Sigma\sigma = \sigma_{СЗ} + \sigma_{БШ}$) знаходяться на рівні 0,15 мм для горизонтальних координат та 3 мм для вертикальної координати. Для моделі білого шуму + мерехтіння значення складають 3 мм для горизонтальних координат та 10 мм для вертикальної складової. Щодо моделі білого шуму + випадковий шум значення знаходяться на рівні близько 6 мм для горизонтальних координат та 15 мм для вертикальної складової. Важливо зазначити, що для моделі білого шуму + випадковий шум значення є більшими в порівнянні з іншими моделями. Як зазначають Langbein та Johnson [80] причинами таких значень можуть бути рухи геодезичного знаку та точність приладу.

3.2. Некласичний метод аналізу часових серій координат

Одним із методів статистичного аналізу часових серій координат для виявлення та врахування залишкових систематичних похибок є неklasична теорія похибок вимірів (НТПВ).

В кінці XIX століття відомий американський астроном і математик Newcomb вперше висловив думку про невідповідність розподілу похибок астрономічних спостережень закону Гаусса [99]. Здавалося б такий висновок суперечить досвіду вікового застосування КТПВ і МНК, за допомогою яких отримано численна кількість результатів у багатьох галузях науки. Це протиріччя підтвердив знаменитий кембріджський професор Jeffris, який стверджував, що нормальний закон виявляє свою повну теоретичну і практичну неспроможність при кількості спостережень $n > 500$ [69]. Як вважалося раніше, до закону Гаусса спрямовані всі розподіли похибок, як до своєї ідеально граничної форми при великій кількості спостережень.

Особливо гострою стала проблема в другій половині XX століття, коли кількість вимірювальної інформації різко зростає, перш за все, в астрометрії та в космічних дослідженнях, внаслідок автоматизації експериментів.

Виникла так звана проблема великих вибірок, рішення якої виходило далеко за рамки можливостей КТПВ та й взагалі класичної математичної статистики. З'явилася необхідність у створенні нової теорії математичного опрацювання даних, яка була б адекватною реаліям нової, космічної ери, ери неklasичних методів. Ці методи з'явилися не відразу - вони формувалися, піддавалися ретельному аналізу і перевірці протягом останніх 33 років. Як їх симбіоз виникла неklasична теорія похибок вимірів (НТПВ), заснована на новій теорії хаосу і на положеннях, які адекватні реаліям, які виникають при математичному опрацюванні великих обсягів спостережень.

3.2.1. Фундаментальні принципи неklasичної теорії похибок вимірів (НТПВ)

В якості першого фундаментального положення НТПВ взято наступне досягнення професора Jeffris [69]:

1. випадкові, незалежні похибки спостережень за їх кількості $n > 500$ підкоряються наступному розподілу:

$$f(x) = \frac{\Gamma(l+1)}{\sqrt{2\pi(l-0.5)} \cdot \Gamma(l+0.5)} \cdot \frac{1}{\sigma} \left[1 + \frac{0.5l^2}{(l-0.5)^3} \left(\frac{x-\lambda}{\sigma} \right)^2 \right]^{-l} \quad (3.28)$$

де, $\Gamma(m)$ – гама функція, $M = (m - 0,5)^3 \cdot m^{-2}$, λ, σ - це параметри позиціонування і розсіювання, а l - характеризує ступінь відхилення розподілу (3.28) від нормального закону; при $l = \infty$ розподіл (3.28) ідентичний закону Гаусса.

Розподіл (3.28) Jeffris отримав, використовуючи класичну криву Pearson VII, яка має недиагональну інформаційну матрицю. Він перетворив цю криву у вигляд (3.28), який має, як і закон Гаусса незалежні параметри, тобто, (3.28) - єдиний негаусовий регулярний розподіл, який має недиагональну інформаційну матрицю Фішера. Ця унікальна властивість розподілу (3.28) забезпечує методам НТПВ найбільший ступінь простоти її використання. Однак, нову форму (3.28) продовжував називати розподілом Pearson VII типу, що призвело до змішання понять про ці два схожих, але різні розподіли.

З огляду на сказане, щоб уникнути надалі плутанини, ми будемо називати форму (3.28) - розподілом Pearson - Jeffris або законом похибок Pearson - Jeffris, або просто неklasичним законом похибок. Останній має ще й інші чудові властивості, головним з яких є те, що він є узагальненою формулою розподілів Гауса і Стюдента, які найбільш часто застосовуються в аналізі даних. Таким чином, перший фундаментальний принцип НТПВ побудований на узагальненні першого фундаментального принципу КТПВ.

Адекватність форми (3.28) дійсною практиці спостережень ґрунтовно перевірялася за ініціативою академіка Є. П. Федорова в АН України та в

НИИТМ протягом 1967-1992 рр. з використанням величезного статистичного матеріалу, що включає більш ніж 130000 спостережень [8]. Ця перевірка показала, що при незначних значеннях асиметрії емпіричних розподілів похибок, середньозважені значення їх ексцесів вийшли наступними для рядів спостережень:

- економічних $\varepsilon = 2.895 \pm 0.142$;
- астрономічних $\varepsilon = 1.077 \pm 0.015$;
- гравіметричних $\varepsilon = 0.810 \pm 0.105$;
- космічних $\varepsilon = 1.719 \pm 0.052$;
- геодезичних $\varepsilon = 0.767 \pm 0.034$;

Зауважимо також, що отримавши форму (3.28) Jeffris не робив спроб побудувати на цій підставі нову і більш універсальну теорію похибок вимірювань.

Відомо, що в разі негаусового розподілу $f(x_i)$ похибок спостережень x_i їх вагу описує вагова функція:

$$p(x_i) = \frac{f'(x_i)}{x_i f(x_i)} = \frac{\ln' f(x_i)}{x_i} \quad (3.29)$$

вперше отримана королівськими астрономами Hulme і Syms в Грінвічі [64]. Однак вони не запропонували аналітичного виразу для обчислення ваг $p(x_i)$ і отримували їх на підставі згладженої кривої розподілу помилок, отриманої по гістограмі.

Підставляючи форму (3.28) в (3.29) і виконавши диференціювання, отримуємо наступний аналітичний вираз вагової функції узагальненого неklasичного закону похибок (3.28), адекватного реаліям великих вибірок:

$$p(x) = \left[\left(\frac{l-0.5}{l} \right)^3 \sigma^2 + \frac{x^2}{2l} \right]^{-1} \quad (3.30)$$

Легко побачити, що при $l = \infty$ (закон Гаусса) $p(x_i)$ перетворюється в константу:

$$p(x) = \sigma^{-2} \quad (3.31)$$

Таким чином, як видно з (3.31), всі спостереження мають однакові ваги, тобто є однорідними, тільки в тому єдиному випадку, коли їх похибки підкоряються закону Гаусса. При будь-якому іншому їх розподілі, як це випливає з формули (3.30) це властивість не підтверджується. З формули (3.31) також видно, що вагова функція $p(x_i)$ має розмірність зворотної дисперсії, тобто $p(x_i)$ - це вага результату спостереження, похибка якого має свою індивідуальну дисперсію σ_x^2 . Отже, можна сформулювати другий фундаментальний принцип НТПВ, що випливає з узагальненого закону похибок (3.28): індивідуальні ваги спостережень, які підкоряються закону похибок Pearson - Jeffris, характеризує їх вагова функція, адаптована до даного розподілу. Адаптація дійсних розподілів похибок до форми (3.28) здійснюється методом максимальної правдоподібності.

Перейдемо тепер до обґрунтування третього фундаментального принципу НТПВ. Проаналізувавши відомий експеримент Pearson [105], Jeffris показав, що для незалежних випадкових помилок спостережень при незмінній метрологічній ситуації, форма (3.28) характеризується показником ступеня l в межах:

$$3 \leq l \leq 5 \quad (3.32)$$

або, що те ж саме, ексцесом в таких межах:

$$6 \geq \varepsilon \geq 1.2 \quad (3.33)$$

тобто форма (3.28) за умови (3.32) є формулою найбільш бажаного для дослідника розподілу похибок, в яких вже не міститься більше ніякої інформації, т. е. це математична форма сучасного ідеального імовірнісного хаосу. Оцінюючи значення другого фундаментального принципу НТПВ необхідно звернути увагу на наступну парадоксальну обставину: при числі багаторазових спостережень $n > 500$, виконаних навіть при незмінній метрологічній ситуації, ваги спостережень $p(x_i)$ є різними з тієї причини, що

ідеальна форма узагальненого закону похибок (3.28) істотно відрізняється від гауссових.

На відміну від КТПВ, яка розроблена на основі двох постулатів, в КТПВ введено третій фундаментальний принцип. Необхідність його введення обумовлена неспроможністю другого постулату КТПВ, який стверджує, що з результатів спостережень повністю виключені систематичні похибки. Однак практика показує, що з результатів спостережень неможливо їх виключити повністю. Систематичні похибки, нехай малі, нехай непомітні, але вони завжди присутні в результатах спостережень і будуть впливати на генеральну форму розподілу похибок, спотворюючи її, що особливо стає помітним при великих обсягах спостережень. Наприклад, навіть найточніші прилади, за допомогою яких ми атестуємо наші вимірювальні засоби, завжди мають деяку систематичну похибку. Якщо ідеальна форма імовірнісного хаосу, тобто математична форма (3.28) для розподілу абсолютно незалежних, випадкових компонент нам відома, то будь-яке значиме відхилення від цієї форми буде результатом спотворень, що вносяться в цей випадковий імовірнісний хаос систематичними похибками.

Ідеальна форма (3.28) для розподілу абсолютно випадкових незалежних похибок має дві особливості:

- а) вона симетрична, т. е. має нульову асиметрію;
- в) її ексцеси знаходяться в межах ($6 \leq \mathcal{E} \leq 1,2$).

Для того, щоб показати важливість дотримання вимог а) і в), отримаємо вагову функцію (3.29) для великого класу негаусових розподілів з різними асиметрією і ексцесом. З цією метою скористаємося загальним диференціальним поданням сімейств розподілів Pearson, які охоплюють практично всі форми кривих щільності ймовірності, винайдені нашою цивілізацією:

$$\frac{f'(x)}{f(x)} = - \frac{x+c_1}{c_0+c_1x+c_2x^2} \quad (3.34)$$

де,

$$c_0 = \frac{\sigma^2(4\beta_2 - 3\beta_1)}{b}; \quad c_0 = \frac{\sigma\sqrt{\beta_1(\beta_2 + 3)}}{b}; \quad c_2 = \frac{2\beta_2 - 3\beta_1 - 6}{b}; \quad (3.35)$$

$$\beta_1 = A^2 = \mu_3^2 \mu_2^{-3}; \quad \beta_1 = \mu_4 \mu_2^{-2}; \quad b = 2(5\beta_2 - 6\beta_1 - 9); \quad (3.36)$$

$$\mu_r = \int_{l_1}^{l_2} x^r f(x) dx; \quad r = 2, 3, 4; \quad (3.37)$$

$$\mu_0 = 1; \quad \mu_1 = 0; \quad \mu_2 = \sigma^2; \quad l_1 l_2 = A; \quad (3.38)$$

асиметрія розподілу; $l_1 l_2$ - нижня і верхня межі природної області визначення функції щільності ймовірності $f(x)$.

Підставляючи (3.34) в (3.29) отримуємо аналітичний вираз для обчислення вагової функції в вигляді її залежності від коефіцієнтів (3.35), які, в свою чергу, визначаються значеннями асиметрії і ексцесу:

$$\begin{aligned} p(x) &= \frac{x + c_1}{x(c_0 + c_1 x + c_2 x^2)} = \\ &= \frac{1}{c_0 + c_1 x + c_2 x^2} + \frac{c_1}{x(c_0 + c_1 x + c_2 x^2)} \end{aligned} \quad (3.39)$$

Формула (3.37) задає безліч вагових функцій, проте не всі вони здатні забезпечити належне оцінювання. Формула (3.37) показує, що є такі розподіли вибірових результатів, оцінювання за якими неможливо. Наприклад, якщо в (3.37) $x = 0$, то $p(x) = \infty$, тобто для асиметричних розподілів, у яких $c_1 = 0$, вагова функція є сингулярною - singular weight Function (SWF). Назвемо цю зону оцінок областю C_1 . Обчислення вибіркового середнього при такій ваговій функції є неможливо. Зауважимо також, що ще на початку ХХ століття видатний експериментатор і великий хімік Д. І. Менделєєв вперше висловив думку про те, що нульова асиметрія похибок є об'єктивною ознакою якісно проведеного експерименту. Як бачимо, це його інтуїтивне припущення отримало чітке математичне підтвердження в НТПВ.

При дотриманні умови а), тобто, для симетричних розподілів вагова функція (3.37) набуває більш простий вигляд [7]:

$$p(x) = \frac{1}{c_0 + c_2 x^2} = \frac{5\varepsilon + 6}{2\sigma^2 \beta_2 + \varepsilon x^2} \quad (3.40)$$

де, ексцес $\varepsilon = \beta_2 - 3$; β_2 - обчислюють за формулою (3.36). Як видно з (3.38), для симетричних розподілів вагова функція регулярна у всьому діапазоні значень:

$$0 \leq \varepsilon \leq \infty \quad (3.41)$$

Пряма класичного оцінювання $p(x) = \sigma^{-2}$, відповідна закону нормального розподілу, ділить поверхню вагової функції на дві принципово різні області: A - область розподілів з $\varepsilon \geq 0$ і B - область плоско вершинних розподілів, у яких $\varepsilon < 0$. При $\varepsilon < 0$, ваги $p(x)$ в (3.38) зростають зі збільшенням похибки x . Якщо допускати можливість оцінювання з ваговою функцією, у якій вага спостереження зростає зі збільшенням його помилки, то в цьому випадку ми повинні знати, що в точці $x_k = \pm \sigma \sqrt{\frac{2\beta_2}{|\varepsilon|}}$ вагова функція має точку перегину і при похибці до $x_k > x$, ваги стають негативними. Отже, якщо емпіричний розподіл має негативний ексцес і похибок $> x_k$, то це означає, що наш експеримент обтяжений вагомими систематичними помилками, тобто він невдалий, оскільки вагова функція потрапляє в зону SWF, в якій будь-яке оцінювання некоректне. В цілому вагова функція має дві зони, в яких неможливо провести ефективне оцінювання - це її сингулярні області C і B .

З огляду на сказане, можна зробити наступний важливий висновок: єдиною областю оцінювання, в якій вагова функція симетрична і має невироджений характер, тобто є несингулярною, є область A , що відповідає похибкам Jeffris, котрі підпорядковуються закону (3.28). Вагова функція є не сингулярною тільки за умов $A = 0$; $\varepsilon \geq 0$. Будь-яке порушення цих умов є свідченням неприпустимого впливу систематичних похибок, впливом яких можна знехтувати тільки в тому випадку, коли довірчий інтервал для оцінки асиметрії A накриває нуль, а довірчий інтервал для коефіцієнта ексцесу теж накриває нуль або цілком знаходиться в позитивній області. Отже, для того,

щоб подолати неспроможність другого постулату КТПВ, що не враховує дії не виключених систематичних похибок в результатах спостережень, в НТПВ введено третій фундаментальний принцип: впливом слабких не вилучених систематичних похибок в результатах статистичних спостережень можна знехтувати тільки в тому випадку, коли вагова функція, знайдена для емпіричного закону помилок, є несингулярною. Якщо вагова функція розподілу помилок сингулярна, то такі спостереження опрацьовувати не можна.

Відкриття вагової функції знаменує собою нову еру в теорії похибок. До цього пропонувалися лише наближені варіанти вагової функції, за якими не можна було якимось чином діагностувати вплив систематичних похибок. На відміну від цього в НТПВ розроблена аналітична теорія ваговій функції, яка максимально правдоподібно адаптована до дійсного розподілу вибірки. Все це разом узятє дає в руки дослідника абсолютно новий інструмент, що дозволяє йому контролювати експеримент і покращувати спостереження. В цілому важливість третього принципу НТПВ полягає в тому, що він дозволяє ефективно здійснювати процедури діагностики математичного моделювання різних процесів на підставі статистичного аналізу залишкових похибок «Observation - Calculation».

На закінчення відзначимо, що НТПВ не є теорією, що відкидає КТПВ. Вона побудована на адекватному узагальненні головного постулату КТПВ. Завжди при застосуванні методів НТПВ на першому етапі здійснюється моделювання класичними методами. НТПВ при моделюванні застосовується після того, коли критеріальний аналіз різниць «Observation - Calculation» на значимість асиметрії і негативного ексцесу, підтверджує необхідність у другому наближенні застосувати неklasичні процедури. Тому НТПВ можна розглядати як узагальнення методів КТПВ і її необхідну еволюцію. Зазначені можливості НТПВ відкривають широкі перспективи для її використання в багатьох галузях науки і техніки, в яких доводиться обробляти великі обсяги інформації.

3.2.2. Застосування НТПВ для аналізу часових серій перманентних GNSS-станцій України

Для виконання апробації НТПВ нами підібрані п'ять перманентних станцій мереж IGS та EPN, які розташовані на території України (SULP (Львів), GLSV (Київ), POLV (Полтава), MIKL (Миколаїв) та CRAO (Сімеїз)). Для цього використані часові ряди GNSS спостережень за 2018–2020 роки, завантажених з сервера Лабораторії реактивного руху (JPL)[68]. Вихідними даними для перевірки НТПВ емпіричних розподілів похибок були просторові топоцентричні координати вказаних перманентних станцій України з обсягом спостережень в межах від 582 до 722 днів [5].

Для попередньої перевірки стабільності роботи станції спостережень використовувався програмний пакет iGPS, з допомогою якого було визначено та видалено трендову складову часових серій, видалено випадкові компоненти та зміщення. Графічний приклад часових серій до та після проведеної фільтрації на основі iGPS, зображено на Рисунку 3.2 а та б. Графічні приклади інших досліджуваних станцій наведено в Додатку Е.1 та Е.2.

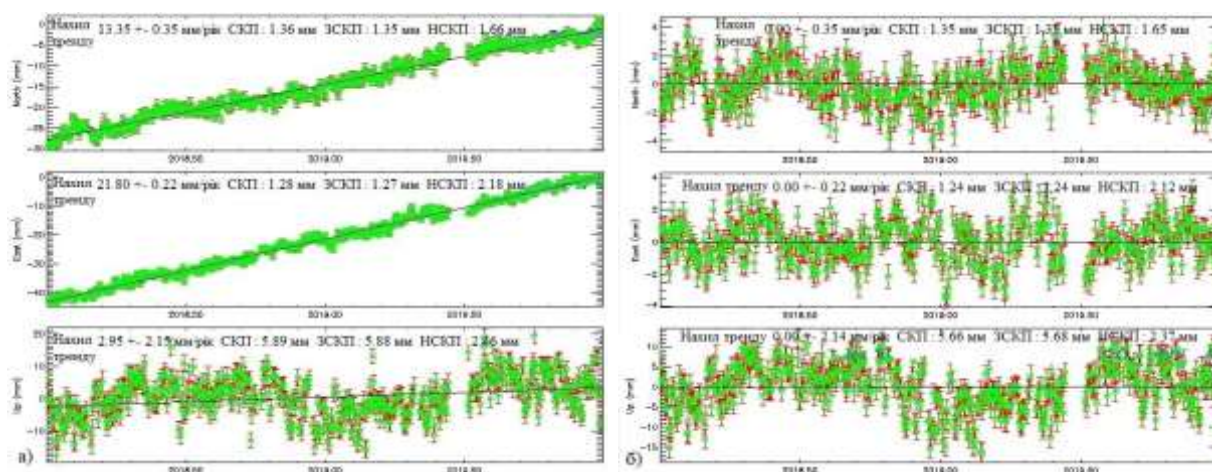


Рисунок 3.2 – «Сирий» часовий ряд координат станції SULP(а) та після фільтрації (б)

Нижче представлена зведена таблиця СКП до і після опрацювання в програмному пакеті iGPS часових серій координат перманентних станцій України, та показано, на який відсоток зменшилась їх величина (Табл. 3.5).

Порівняння величин СКП

Станція	СКП, мм (до опрацювання)			СКП, мм (утиліта MODEL із файлом зміщень)			
	<i>N</i>	<i>E</i>	<i>U</i>	<i>N</i>	<i>E</i>	<i>U</i>	%
SULP	1.36	1.28	5.89	1.34	1.25	5.89	2
POLV	1.53	1.15	6.39	1.51	1.14	6.24	2
MIKL	1.19	1.13	5.47	1.18	1.11	5.42	1
GLSV	3.14	1.53	6.15	3.11	1.50	6.11	1
CRAO	2.02	2.20	5.75	1.74	2.20	5.45	7

Далі були обчислені середні значення топоцентричних координат N, E, U і похибки відхилень кожного окремого значення від середнього із вибірки. Таким чином, ми отримали залишкові компоненти часових рядів топоцентричних координат відповідних станцій.

Результати наших досліджень приведені у таблицях 3.6, 3.7 (Додатки Є) і 3.8. В них подано загальну характеристику вибірок розподілу та емпіричні розподіли похибок визначення просторових топоцентричних координат. Окремо побудовані гістограми розподілу емпіричних похибок для перманентних станцій (рисунок 3.3). Гістограми розподілу для інших досліджуваних станцій наведено у Додатку Ж.

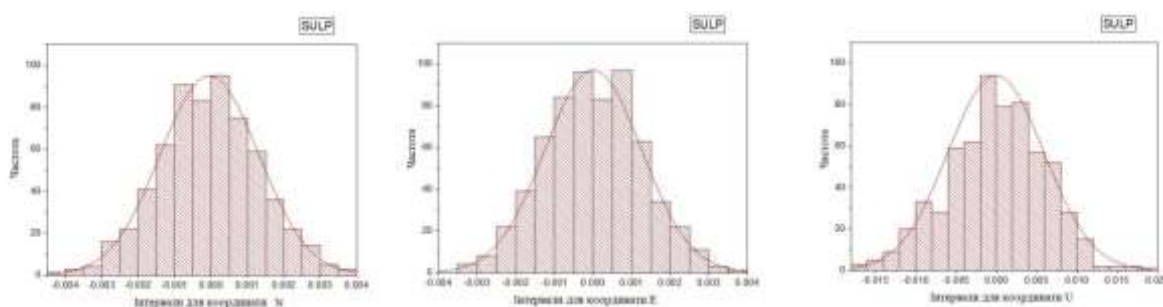


Рисунок 3.3 – Гістограми розподілу емпіричних похибок для перманентної станції SULP

Характеристики вибірок топоцентричних координат

Станція		Обсяг спостережень, n	Результати вимірів, середнє значення, мм	СКП, мм	Асиметрія та їх стандарт: $A \pm \sigma_A$	Довірчі інтервали для A	Експес та його стандарт: $\varepsilon \pm \sigma_\varepsilon$	Довірчі інтервали для ε
SULP	N	632	$-4.19 \cdot 10^{-2}$	1.34	0.048 ± 0.088	0.193 ± 0.097	-0.043 ± 0.140	0.188 ± 0.275
	E	632	$0.77 \cdot 10^{-2}$	1.26	0.022 ± 0.080	0.154 ± 0.110	-0.236 ± 0.127	-0.027 ± 0.446
	U	632	$-4.69 \cdot 10^{-2}$	5.89	-0.148 ± 0.087	-0.004 ± 0.293	-0.110 ± 0.153	0.143 ± 0.363
POLV	N	696	$1.29 \cdot 10^{-2}$	1.51	0.027 ± 0.075	0.151 ± 0.097	-0.146 ± 0.112	0.039 ± 0.331
	E	696	$0.74 \cdot 10^{-2}$	1.14	-0.228 ± 0.071	-0.110 ± 0.346	-0.155 ± 0.135	0.068 ± 0.379
	U	696	$-12.9 \cdot 10^{-2}$	6.24	-0.090 ± 0.075	0.031 ± 0.212	-0.394 ± 0.118	-0.199 ± 0.588
MIKL	N	722	$-0.49 \cdot 10^{-2}$	1.19	0.158 ± 0.076	0.283 ± 0.034	-0.050 ± 0.134	0.171 ± 0.272
	E	722	$0.18 \cdot 10^{-2}$	1.11	0.019 ± 0.074	0.141 ± 0.103	-0.168 ± 0.115	0.022 ± 0.358
	U	722	$4.01 \cdot 10^{-2}$	5.42	-0.145 ± 0.079	-0.014 ± 0.275	-0.174 ± 0.136	0.051 ± 0.399
GLSV	N	719	$1.82 \cdot 10^{-2}$	3.11	-0.205 ± 0.063	-0.100 ± 0.309	-0.724 ± 0.116	-0.532 ± 0.916
	E	719	$1.53 \cdot 10^{-2}$	1.50	-0.152 ± 0.090	-0.004 ± 0.301	0.229 ± 0.145	-0.499 ± 0.020
	U	719	$4.99 \cdot 10^{-2}$	6.11	-0.096 ± 0.080	0.035 ± 0.226	-0.245 ± 0.126	-0.037 ± 0.453
CRAO	N	582	$8.04 \cdot 10^{-2}$	1.74	0.442 ± 0.114	0.630 ± 0.255	0.563 ± 0.280	1.026 ± 0.101
	E	582	$39.9 \cdot 10^{-2}$	2.20	-0.129 ± 0.074	-0.006 ± 0.252	-0.655 ± 0.113	-0.468 ± 0.841
	U	582	$-19.6 \cdot 10^{-2}$	5.45	-0.324 ± 0.104	-0.151 ± 0.496	0.375 ± 0.208	0.719 ± 0.031

Наступним кроком є визначення ймовірності $p(\chi^2)$. Для цього необхідно значення χ^2 та кількість ступенів довільності r . Результати подано в таблиці 3.8.

Таблиця 3.8

Значення ймовірностей $p(\chi^2)$ для досліджуваних станцій

		χ^2	r	$p(\chi^2)$
SULP	<i>N</i>	9.48	6	0.17
	<i>E</i>	1.39	5	0.92
	<i>U</i>	7.35	5	0.22
POLV	<i>N</i>	13.75	7	0.06
	<i>E</i>	5.66	5	0.25
	<i>U</i>	6.38	5	0.28
MIKL	<i>N</i>	10.94	5	0.05
	<i>E</i>	4.05	5	0.54
	<i>U</i>	10.43	5	0.07
GLSV	<i>N</i>	49.40	6	0.001
	<i>E</i>	26.82	7	0.001
	<i>U</i>	24.87	5	0.001
CRAO	<i>N</i>	20.57	4	0.001
	<i>E</i>	66.71	4	0.001
	<i>U</i>	16.13	5	0.001

Розглянемо тепер ці похибки з двох точок зору, одна з яких буде базуватись на принципах КТПВ, а друга – на положеннях НТПВ. З точки зору КТПВ виміри на станціях виконані задовільно: асиметрія у всіх випадках незначна, а довірчі інтервали накривають нуль лише в 4 випадках із 15. По ексцесу, найбільш сприятлива ситуація спостерігається для станцій SULP, POLV, MIKL і найгірша – для GLSV, CRAO. Перевірка гіпотези чи підкоряються наші емпіричні ряди похибок нормальному закону за критерієм Пірсона, показала такі результати: ймовірність P того, що виміри є вибірковими із нормальної генеральної сукупності відповідно змінюються в межах від 0.001 до 0.54. А це означає, що реальні розподіли похибок вимірів не підпорядковуються нормальному закону, але узгоджуються в рамках застарілих класичних уявлень про закон розподілу похибок великого обсягу.

Висновки до розділу 3

1. Розглянуто математичний апарат для аналізу часових серій координат. Застосування класичних методів для аналізу, описаних у цьому розділі, дозволяє отримати наступні результати :

- порівняння часових серій, опрацьованих методами PPP та DD, вказує на зменшення показника амплітуди шуму вдвічі після проведення просторово-часової фільтрації,

- порівнюючи отримані результати застосування методу найменших квадратів можна побачити, що амплітуда білого шуму для моделі «білий шум + мерехтіння» зменшилась на 30%, тоді як це зменшення для моделі «білий шум + випадковий шум» становить приблизно 20%,

- використання оцінки максимальної правдоподібності вказує на переважання моделі «білий шум+мерехтіння», що міститься у часових серіях, над іншими моделями.

- про наявність залишкових систематичних похибок.

2. Виконано опрацювання часових серій координат GNSS-станцій неklasичною теорією похибок вимірів для перевірки гіпотези про їх підпорядкування нормальному закону розподілу. Для виконання апробації НТПВ нами

- підібрані п'ять перманентних станцій України (SULP, GLSV, POLV, MIKL та CRAO), тривалістю спостережень два роки,

- проведено процедуру фільтрації часових серій та обчислено емпіричні розподіли похибок визначення просторових топоцентричних координат;

- побудовано гістограми розподілу емпіричних похибок для перманентних станцій. З точки зору КТПВ виміри на станціях виконані задовільно: асиметрія у всіх випадках незначна, а довірчі інтервали накривають нуль лише в 4 випадках із 15. По ексцесу, найбільш сприятлива

ситуація спостерігається для станцій SULP, POLV, MIKL і найгірша – для GLSV, CRAO,

– обчислено значення χ^2 та знайдено з таблиць χ^2 -розподілу значення ймовірності $p(\chi^2)$ для кожної компоненти координат станцій. Ймовірність P того, що виміри є вибірковими із нормальної генеральної сукупності відповідно змінюються в межах від 0.001 до 0.54. А це означає, що реальні розподіли похибок вимірів не підпорядковуються нормальному закону.

РОЗДІЛ 4. МЕТОДИКА РЕПРЕЗЕНТАТИВНОГО ОЦІНЮВАННЯ ТОЧНОСТІ ЧАСОВИХ РЯДІВ GNSS-КООРДИНАТ НА ОСНОВІ НЕКЛАСИЧНОЇ ТЕОРІЇ ПОХИБОК ВИМІРІВ

4.1. Організація експериментальних досліджень

У цьому розділі нами були виконані дослідження спрямовані на розробку методики репрезентативного оцінювання точності часових рядів координат на основі НТПВ.

В першу чергу було потрібно отримати тестові залишкові компоненти часових серій GNSS-координат на прикладі багаторічних даних з перманентних станцій Європи. З отриманих результатів апробації НТПВ у третьому розділі виявлено, що розподіли похибок вимірів станцій мереж IGS та EPN, розташованих на території України не підпорядковуються нормальному закону розподілу Гаусса. Тому нами вирішено застосувати некласичну теорію похибок вимірів та отримати залишкові компоненти часових рядів на основі часових серій координат перманентних станцій Європи. Для цього ми обрали станції із різних класів точності згідно з класифікацією EPN : декілька станцій, що належать до класу C0 (найстабільніші станції мережі), та декілька станцій, що належать до класу C6 (станції, що не рекомендуються для використання в якості опорних). Особливістю вибору станцій, крім наявності безперервних багаторічних рядів спостережень, є висота розміщення станцій та модель GNSS антени. Для дослідження впливу висоти на результати опрацювання, одна половина станцій розташована на висоті до 200 метрів, інша – на висоті понад 450 метрів над рівнем моря. Для того, щоб знівелювати вплив інструментальних похибок, нами підібрано станції, на яких встановлено однакове обладнання, а саме антена фірми виробника Leica, модель LEIAR 25.R4 LEIT.

Наступним кроком було побудова реальних розподілів залишкових компонент часових рядів та їх інтерпретація. Для виконання цього дослідження необхідно було обчислити основні характеристики вибірок

топоцентричних координат, а саме значення асиметрії та ексцесу та їх довірчих інтервалів. Якщо довірчі інтервали для асиметрії і ексцесу накривають нуль, тоді при опрацюванні GNSS-вимірів можна обмежитись методами оцінювання КТПВ. Усі інші випадки будуть свідчити про різні відхилення в роботі станції чи про різке, недопустиме погіршення умов спостереження. Також було обчислено емпіричні розподіли похибок визначення координат, та побудовано гістограми цих розподілів для графічної інтерпретації.

На кінцевому етапі була розроблена методика репрезентативної оцінки точності визначення GNSS-координат на основі аналізу залишкових компонент у часових серіях. Дана методика базується на двох основних ідеях : отримання залишкових компонент часових серій, або залишкових емпіричних рядів (включає вибір файлів спостережень з обсягом вибірки $n > 500$, вилучення систематичних похибок на етапі опрацювання, проведення фільтрації для вилучення тренду, шуму, випадкових компонент, періодичних складових, побудова емпіричних рядів) та проведення діагностики за принципами НТПВ (включає обчислення основних характеристик (асиметрії, ексцесу та їх довірчих інтервалів), перевірка гіпотези про їх підпорядкування нормальному закону розподілу). Перевірку розробленої методики вирішено виконати на діючих референцних GNSS-станціях України. Було обчислено значення асиметрії та ексцесу, а також їх довірчих інтервалів. На основі цих результатів та принципах неklasичної теорії похибок вимірів розроблено класифікацію референцних станцій України з метою використання результатів спостережень у задачах найвищої точності.

4.2. Отримання залишкових компонент часових серій GNSS-координат на прикладі перманентних станцій EPN

Для отримання часових рядів залишкових компонент координат нами підбрані вісім перманентних станцій Європи. З них чотири станції (CANT та RIO1 (Іспанія), STAB (Чехія), SULD (Данія)) належать до категорії C0,

наступні чотири (FFMJ (Німеччина), ORID (Македонія), SRJV (Боснія та Герцеговина), WROC (Польща)) – до категорії С6 станом на кінець 2020 року (Рис. 4.1).



Рисунок 4.1- Карта розміщення обраних GNSS-станцій (сині – станції категорії С0, червоні – станції категорії С6)

Обсерваційні файли (RINEX) завантажні із серверу EUREF, та опрацьовані в програмному пакеті GipsyX. Після чого були сформовані часові серії в топоцентричній системі координат кожної станції із обсягом спостережень (вибірка) від 509 до 607. Основні характеристики кожної станції наведені в табл. 4.1.

Таблиця 4.1

Характеристики GNSS-станцій

Назва станції та категорія		Місце розташування	Висота, м	Вибірка
C0	CANT	Сантандер, Іспанія	99	557
	SULD	Сульдруп, Данія	121	594
	СТАВ	Табор, Чехія	495	607
	RIO1	Логроньо, Іспанія	450	601
C6	FFMJ	Франкфурт на Майні, Німеччина	178	578
	WROC	Вроцлав, Польща	121	592
	ORID	Охрид, Македонія	773	599
	SRJV	Сараєво, Боснія і Герцеговина	645	509

На рис. 4.2 а та б наведено графічні приклади часових серій координат GNSS-станції CANT, до та після виконання фільтрації на основі iGPS. Графічні приклади часових серій для інших досліджуваних станцій наведено в Додатках 3.1-3.4.

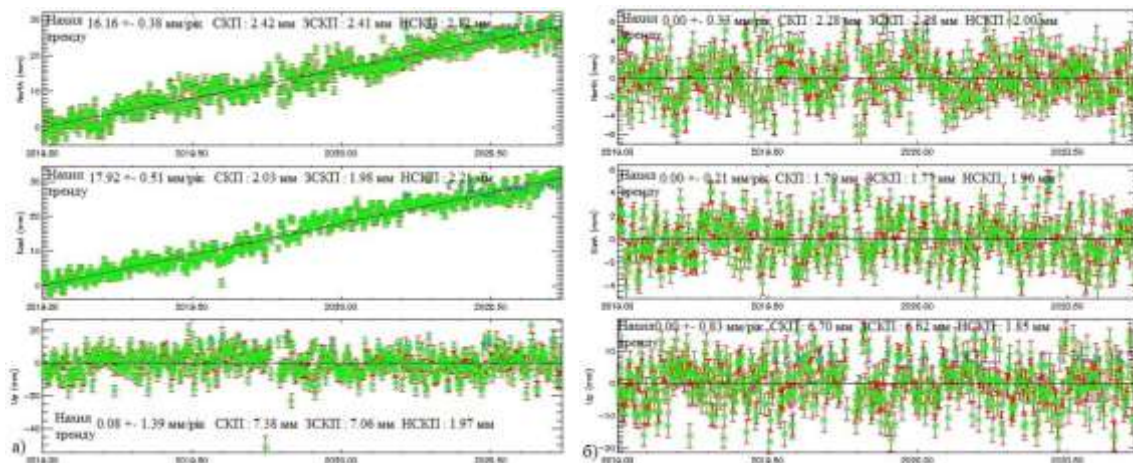


Рисунок 4.2 – «Сирий» часовий ряд координат станції CANT(а) та після фільтрації (б)

Нижче наведена таблиця значень СКП до і після опрацювання в програмному пакеті iGPS часових серій координат обраних референцих станцій, та показано, на який відсоток зменшилась їх величина (Табл. 4.2).

Таблиця 4.2

Порівняння величин СКП

Станція	СКП, мм (до опрацювання)			СКП, мм (утиліта MODEL із файлом зміщень)			
	<i>N</i>	<i>E</i>	<i>U</i>	<i>N</i>	<i>E</i>	<i>U</i>	%
C0							
CANT	2.42	2.03	7.38	2.28	1.79	6.70	9
SULD	1.71	1.39	4.96	1.46	1.23	4.57	12
CTAB	1.77	1.88	5.90	1.66	1.55	4.92	14
RIO1	1.45	1.50	4.85	1.24	1.26	4.56	12
C6							
FFMJ	1.80	1.52	4.80	1.69	1.28	4.49	9
WROC	1.46	1.48	8.95	1.41	1.43	5.22	16
ORID	2.05	2.00	8.69	1.88	1.57	4.24	26
SRJV	1.32	1.30	4.74	1.29	1.25	4.27	6

Наступним кроком є обчислення середніх значень топоцентричних координат *N, E, U* і відхилень кожного окремого значення від середнього із

вибірки. Таким чином, ми отримали залишкові компоненти часових рядів топоцентричних координат відповідних станцій.

4.3. Алгоритм побудови реальних розподілів залишкових компонент часових рядів та їх інтерпретація

Будь-яке відхилення їх дійсного розподілу від ідеальної математичної форми викликане дією змінних систематичних похибок, які стають помітними при великій кількості спостережень. Ці відхилення виражаються значеннями асиметрії та ексцесу дійсного розподілу похибок. Якщо вагова функція є несингулярною за умови

$$A = 0 ; \varepsilon \geq 0 \quad (4.1)$$

то, будь-яке відхилення від цих умов буде доказом сильного і недопустимого впливу змінних систематичних похибок [7].

Для перевірки того, що отримані результати спостережень потрапляють в межі допустимого оцінювання, необхідно побудувати довірчі інтервали для знайдених значень асиметрії та ексцесу похибок, які можемо отримати на основі незміщених оцінок моментів:

$$A = \frac{\sqrt{n(n-1)} m_3}{n-2} \frac{1}{m_2^{1.5}} ; \quad (4.2)$$

$$\varepsilon = \frac{(n-1)(n^2-2n+3)}{n(n-2)(n-3)} \frac{m_4}{m_2^2} - \frac{3(n-1)(2n-3)}{n(n-2)(n-3)} - 3, \quad (4.3)$$

де, n – вибірка; m_r – вибіркові центральні моменти порядку r , обчислені за результатами вимірів x_i :

$$m_r = n^{-1} \sum (x_i - \bar{x})^r ; \bar{x} = n^{-1} \sum x_i ; \quad (4.4)$$

де, x_i – координати станції, \bar{x} – середнє значення координат.

Для побудови довірчих інтервалів для асиметрії та ексцесу можна використати стандартні похибки цих статистик:

$$\sigma_A = \sqrt{\frac{4m_2^2 m_6 - 12m_2 m_3 m_5 - 24m_2^3 m_4 + 9m_3^2 m_4 + 35m_2^2 m_3^2 + 36m_2^5}{4m_2^5 n}} ; \quad (4.5)$$

$$\sigma_{\varepsilon} = \sqrt{\frac{m_2^2 m_8 - 4m_2 m_4 m_6 - 8m_2^3 m_3 m_5 + 4m_4^3 - m_2^2 m_4^2 + 16m_2 m_3^2 m_4 + 16m_2^3 m_3^2}{m_2^6 n}} \quad (4.6)$$

де, m_r – центральні моменти порядку r , n – вибірка.

Отримавши значення A , ε , σ_A , σ_{ε} за формулами (4.2, 4.3, 4.5, 4.6), визначаємо довірчі інтервали для A і ε :

$$A \pm t_{\alpha} \cdot \sigma_A; \varepsilon \pm t_{\alpha} \cdot \sigma_{\varepsilon}, \quad (4.7)$$

де, t_{α} – квантиль, який визначається за допомогою функції Лапласа для рівня ризику α ; σ_A і σ_{ε} отримуємо і з формул (4.5 і 4.6).

Якщо довірчі інтервали для асиметрії і ексцесу накривають нуль, тоді при опрацюванні GNSS-вимірів можна обмежитись методами оцінювання КТПВ. Усі інші випадки будуть свідчити про різні відхилення в роботі станції чи про різке, недопустиме погіршення умов спостереження [46]. Згідно з неklasичною теорією похибок вимірювань діагностику результатів багаторічних спостережень починають з реалізації класичного методу найменших квадратів для виявлення питання залишкових похибок – порівняння теорії з експериментом.

Окремо побудовані гістограми розподілу емпіричних похибок для перманентних станцій (Рис. 4.3 та 4.4, а також Додатки I.1 та I.2).

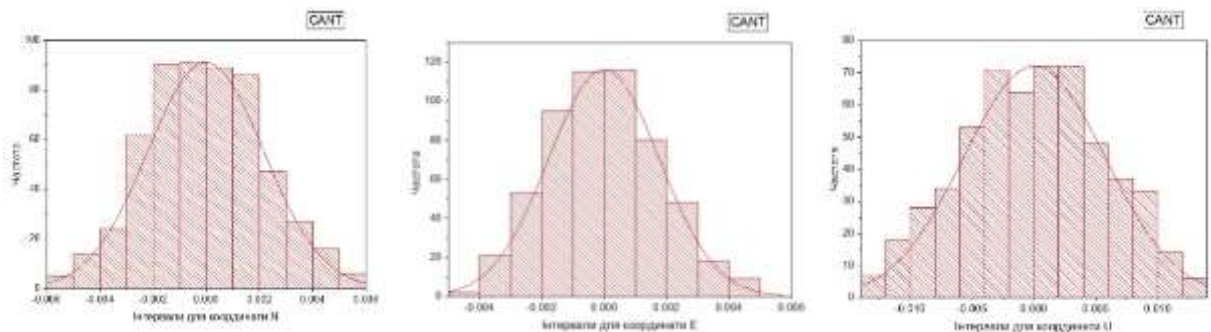


Рисунок 4.3 - Гістограми розподілу емпіричних похибок перманентної станції CANT (C0)

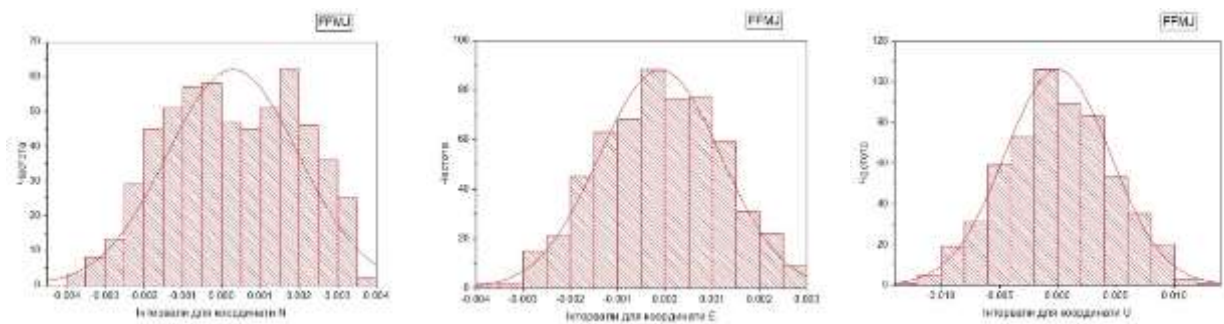


Рисунок 4.4 - Гістограми розподілу емпіричних похибок перманентної станції FFMJ(C6)

У відповідності із теорією перевірки гіпотез Неймана-Пірсона, якщо довірчі інтервали охоплюють нуль, то це є необхідна і, як правило, достатня ознака нормальності похибок вимірювань. Якщо ж, хоча б один довірчий інтервал нуль не покриває, то для розв'язання питання про не сингулярність чи сингулярність вагової функції потрібно скористатися [7], пам'ятаючи про те, що тільки закони Гауса і Пірсона-Джефрріса забезпечують можливість отримання невироджених оцінок при математичній обробці даних. Таблиця 4.3 – є по суті програмою для метрологічної діагностики високоточних вимірювань [5].

Таблиця 4.3

Характеристики вибірок топоцентричних координат

Станція	Вибірка, <i>n</i>	Результати вимірів, середнє значення, мм	СКП, мм	Асиметрія та їх стандарт: $A \pm \sigma_A$	Довірчі інтервали для <i>A</i>	Експес та його стандарт: $\varepsilon \pm \sigma_\varepsilon$	Довірчі інтервали для ε	
С0								
CANT	<i>N</i>	557	$-18.5 \cdot 10^{-6}$	2.18	0.079 ± 0.074	0.201 ± 0.043	-0.363 ± 0.104	-0.191 ± 0.534
	<i>E</i>	557	$-11.2 \cdot 10^{-6}$	1.78	0.188 ± 0.078	0.317 ± 0.059	-0.333 ± 0.136	-0.107 ± 0.558
	<i>U</i>	557	$-27.2 \cdot 10^{-6}$	5.72	-0.047 ± 0.064	0.059 ± 0.153	-0.603 ± 0.087	-0.459 ± 0.747
СТАВ	<i>N</i>	607	$0.0003 \cdot 10^{-6}$	1.47	-0.289 ± 0.095	-0.131 ± 0.446	0.223 ± 0.210	0.571 ± 0.125
	<i>E</i>	607	$-0.0016 \cdot 10^{-6}$	1.23	-0.078 ± 0.103	0.093 ± 0.250	0.254 ± 0.206	0.594 ± 0.086
	<i>U</i>	607	$-0.0018 \cdot 10^{-6}$	4.58	-0.124 ± 0.079	0.007 ± 0.255	-0.279 ± 0.132	-0.061 ± 0.497
RIO1	<i>N</i>	601	$0.0001 \cdot 10^{-6}$	1.66	0.047 ± 0.091	0.198 ± 0.103	-0.040 ± 0.141	0.193 ± 0.273
	<i>E</i>	601	$0.0018 \cdot 10^{-6}$	1.55	-0.038 ± 0.099	0.125 ± 0.201	0.096 ± 0.182	0.398 ± 0.205
	<i>U</i>	601	$-0.0015 \cdot 10^{-6}$	4.93	0.122 ± 0.079	0.253 ± 0.009	-0.250 ± 0.134	-0.28 ± 0.471
SULD	<i>N</i>	594	$0.0007 \cdot 10^{-6}$	1.25	-0.196 ± 0.097	-0.035 ± 0.357	0.060 ± 0.176	0.352 ± 0.232
	<i>E</i>	594	$0.0002 \cdot 10^{-6}$	1.26	-0.002 ± 0.088	0.145 ± 0.148	-0.107 ± 0.158	0.154 ± 0.368
	<i>U</i>	594	$0.0017 \cdot 10^{-6}$	4.56	-0.068 ± 0.074	0.055 ± 0.191	-0.455 ± 0.113	-0.269 ± 0.641

С6								
FFMJ	N	578	$2.9 \cdot 10^{-4}$	1.03	-0.062 ± 0.064	0.045 ± 0.169	-0.920 ± 0.075	-0.796 ± 1.044
	E	578	$-1.1 \cdot 10^{-4}$	1.13	-0.066 ± 0.073	0.054 ± 0.186	-0.454 ± 0.107	-0.277 ± 0.631
	U	578	$-0.05 \cdot 10^{-4}$	4.07	-0.041 ± 0.071	0.077 ± 0.159	-0.425 ± 0.108	-0.247 ± 0.604
ORID	N	599	$-0.008 \cdot 10^{-4}$	1.47	0.163 ± 0.085	0.304 ± 0.022	-0.013 ± 0.145	0.227 ± 0.253
	E	599	$0.8 \cdot 10^{-4}$	1.38	0.157 ± 0.072	0.276 ± 0.039	-0.388 ± 0.125	-0.181 ± 0.595
	U	599	$-3.7 \cdot 10^{-4}$	4.66	0.059 ± 0.070	0.175 ± 0.057	-0.424 ± 0.108	-0.244 ± 0.603
SRJV	N	509	$1.6 \cdot 10^{-4}$	1.34	0.058 ± 0.077	0.185 ± 0.070	-0.775 ± 0.107	-0.597 ± 0.952
	E	509	$-1.2 \cdot 10^{-4}$	1.25	0.102 ± 0.093	0.256 ± 0.052	-0.112 ± 0.163	0.157 ± 0.382
	U	509	$-0.5 \cdot 10^{-4}$	3.92	-0.004 ± 0.073	0.117 ± 0.125	-0.589 ± 0.102	-0.420 ± 0.757
WROC	N	592	$1.0 \cdot 10^{-4}$	1.13	0.040 ± 0.090	0.190 ± 0.110	-0.073 ± 0.148	0.172 ± 0.319
	E	592	$0.2 \cdot 10^{-4}$	1.14	0.049 ± 0.098	0.211 ± 0.114	0.081 ± 0.157	0.340 ± 0.178
	U	592	$-1.1 \cdot 10^{-4}$	4.20	-0.219 ± 0.069	-0.105 ± 0.334	-0.451 ± 0.124	-0.246 ± 0.657

Якщо оцінки параметрів знаходяться з генеральної сукупності окремих значень випадкової величини, яка підпорядковується нормальному закону розподілу, то це ще не гарантія того, що значення мають теж нормальний розподіл. Тому необхідно знайти точні закони розподілу хоча б головних вибіркових характеристик (див. Табл. 4.4 та Додаток 3.1, Табл. 4.5 та Додаток 3.2). Для цієї задачі використали закон розподілу (χ^2). Також наведено інтервали, значення емпіричних частот, обчислених Гаусових частот, а також їх різниці.

Даний розподіл являє собою випадкову величину, яка є сумою квадратів незалежних випадкових величин, які підпорядковуються нормальному закону розподілу:

$$\chi^2 = X_1^2 + X_2^2 + \dots + X_n^2 = \sum_{i=1}^n X_i^2 \quad (4.8)$$

За значенням i кількістю ступенів довільності r знайшли з таблиць - розподілу значення ймовірності $p(\chi^2)$ (Табл. 4.6).

Значення ймовірностей $p(\chi^2)$ для досліджуваних станцій

Назва станції (C0)		χ^2	r	$p(\chi^2)$	Назва станції (C6)		χ^2	r	$p(\chi^2)$
CANT	<i>N</i>	3.84	3	0.29	FFMJ	<i>N</i>	47.15	5	0.001
	<i>E</i>	6.32	3	0.98		<i>E</i>	7.93	4	0.10
	<i>U</i>	2.91	3	0.42		<i>U</i>	6.82	3	0.08
SULD	<i>N</i>	7.11	6	0.31	WROC	<i>N</i>	2.85	1	0.09
	<i>E</i>	7.45	5	0.21		<i>E</i>	8.26	5	0.16
	<i>U</i>	4.66	3	0.22		<i>U</i>	10.58	3	0.02
СТАВ	<i>N</i>	5.15	3	0.19	ORID	<i>N</i>	21.17	3	0.001
	<i>E</i>	5.63	3	0.15		<i>E</i>	14.42	3	0.004
	<i>U</i>	4.50	3	0.24		<i>U</i>	7.92	3	0.05
RIO1	<i>N</i>	5.95	5	0.31	SRJV	<i>N</i>	21.08	5	0.001
	<i>E</i>	2.99	6	0.81		<i>E</i>	6.75	5	0.26
	<i>U</i>	5.77	3	0.14		<i>U</i>	14.07	3	0.01

Розглянемо тепер часові ряди результатів GNSS-спостережень топоцентричних просторових координат перманентних станцій Європи після фільтрації з двох точок зору, одна з яких буде базуватись на принципах КТПВ, а друга – на положеннях НТПВ.

З точки зору КТПВ вимірювання на всіх перманентних станціях виконані добре, а асиметрія майже для всіх складових (*N, E, U*) топоцентричних просторових координат незначна, оскільки довірчі інтервали для A впевнено накривають нуль (Табл. 4.3). По ексцесу найбільш сприятлива ситуація спостерігається на станціях RIO1, ORID, SULD, WROC і найгірша властива більшості станцій, оскільки величина ексцесу має від'ємне значення (CANT, СТАВ, FFMJ, SRVJ). Перевірка на нормальність цих часових рядів вимірів показала хороші результати ймовірності $p(\chi^2)$ того, що виміри на станціях є вибілковими з нормальної генеральної сукупності відповідно склали від 0.19 до 0.31 для компоненти *N*, від 0.15 до 0.98 для компоненти *E*, від 0.14 до 0.42 для компоненти *U* для станцій, що входять в

категорію C0 - CANT, STAB, RIO1 та SULD, тобто далекі від своїх практичних меж. Звичайно така ймовірність повинна б складала величину $p(\chi^2) > 0.3$ згідно НТПВ. Це означає, що реальні розподіли часових рядів не підкоряються нормальному закону, але узгоджуються в рамках застарілих класичних уявлень про закон розподілу похибок великого обсягу. Ця перевірка для інших перманентних станцій показала, що $0.001 < p(\chi^2) < 0.16$.

4.4. Методика репрезентативної оцінки точності визначення GNSS-координат на основі аналізу залишкових компонент у часових серіях

На основі отриманих результатів, для якісної оцінки точності визначення координат із GNSS-спостережень неklasичною теорією похибок вимірів нами пропонується наступна методика:

1. Вибір файлів спостережень GNSS-станцій з обсягом вибірки $n > 500$.

Для цього підходять добові файли даних з тридцятисекундним інтервалом спостережень у форматі RINEX. Загальна кількість добових файлів повинна бути не менше 500, що складає приблизно півтора року. Для оцінки якості станцій спостережень підходять як перманентні, так і референцні станції, на яких проводиться регулярні, безперервні спостереження.

2. Моделювання та вилучення систематичних похибок на етапі опрацювання файлів спостережень у спеціалізованому програмному пакеті (GipsyX, Bernese, Gamit та ін.);

Практично всі сучасні наукові програмні пакети мають можливість опрацювати дані враховуючи вплив більшості існуючих джерел похибок спостережень, таких як : іоносферні затримки першого та вищих порядків, тропосферні затримки, припливні та неприпливні океанічні навантаження, припливні та неприпливні атмосферні навантаження, припливні ефекти твердого тіла Землі та інші. Похибки орбіт супутників, похибки годинників

приймачів та супутників та деякі інші зведені практично до нуля. Хоча деякі залишкові похибки все ще присутні в даних (Параграф 1.2.1).

3. Формування часових серій в топоцентричній системі координат для кожної окремої станції;

Процес формування таких часових серій має наступний вигляд : ми отримуємо координати X_i, Y_i, Z_i в поточній реалізації (ITRF2014) на певну епоху спостережень t_0 , і переходимо до топоцентричних координат NEU за наступною формулою :

$$\begin{bmatrix} N_i \\ E_i \\ U_i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -\sin L_i & \cos L_i & 0 \\ -\sin B_i \cdot \cos L_i & -\sin B_i \cdot \sin L_i & \cos B_i \\ \cos B_i \cdot \cos L_i & \cos B_i \cdot \sin L_i & \sin B_i \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} X_i - X_0 \\ Y_i - Y_0 \\ Z_i - Z_0 \end{bmatrix} \quad (4.9)$$

4. Виконання фільтрації часових серій (видалення випадкових компонент, зсувів, шуму) за допомогою спеціалізованого програмного пакета (iGPS, Hector, CATS та ін.). Такі програмні пакети дають можливість із наведеного списку станцій в автоматичному режимі обрати станції із потрібною тривалістю спостережень. На панелі <Побудова графіків> можна визначити піврічний або річний тренд, та вилучити його за допомогою утиліти <Model> (Рисунок 2.6). Для вилучення випадкової компоненти вказуються певні критерії : стандартне відхилення $3\sigma_e$ або значення середньої квадратичної похибки не більше 3 мм, а також загальноприйняті межі відхилень 10,10,20 мм для кожної координати відповідно (Рисунок 2.2). Для автоматичної оцінки лінійної швидкості, річних та піврічних діапазонів, одночасно з компенсаціями та пост сейсмічною релаксацією використовуємо утиліту <Model> (Рисунок 2.4). Також можна дослідити поведінку потужності спектральної щільності (PSD) шуму (Рисунок 2.7).

5. Отримання залишкових компонентів часового ряду. Для цього необхідно обчислити відхилення складових топоцентричних координат N, E, U після фільтрації від відповідних середніх значень;

6. Перевірка того, що отримані результати спостережень потрапляють в межі допустимого оцінювання, шляхом обчислення значень

асиметрії, ексцесу та їх стандартів, а також довірчих інтервалів для асиметрії та ексцесу;

Асиметрія обчислюється за формулою (4.2), ексцес обчислюється за формулою (4.3), їх стандарти обчислюються за формулами (4.5) і (4.6) відповідно, а довірчі інтервали обчислюються за допомогою формули (4.7).

7. Перевірка гіпотези про підпорядкування часових серій нормальному закону розподілу Гаусса шляхом обчислення значення ймовірностей $p(\chi^2)$.

Для знаходження точних законів розподілу головних вибірових характеристик використовується закон розподілу (χ^2) . Це випадкова величина, яка є сумою квадратів незалежних випадкових величин, які підпорядковуються нормальному закону розподілу, та обчислюється за формулою (4.8).

8. Виконання діагностики математичного моделювання за різницями «теорія – експеримент» на основі побудови довірчих інтервалів для асиметрії і ексцесу.

Після побудови довірчих інтервалів для асиметрії та ексцесу, необхідно виконати порівняння зі значеннями, які наведено в [7]. Згідно Таблиці 1 в [7], якщо довірчі інтервали для асиметрії та ексцесу накривають нуль, то отримані результати слід розглядати як остаточні, хоча розподіл похибок не є ідеальним. Якщо довірчий інтервал для асиметрії накриває нуль, а довірчий інтервал для ексцесу знаходиться в межах $1.2 < \varepsilon < 6$, то вагова функція є не лише несингулярною, але також забезпечує ефективне оцінювання в наступному необхідному наближенні, яке реалізується методами НТПВ. Якщо довірчий інтервал для асиметрії накриває нуль, а довірчий інтервал для ексцесу знаходиться в межах $0 < \varepsilon < 1.2$, то вагова функція не є сингулярною, тобто оцінка допустима, але розподіл похибок не є ідеальним, оскільки підтверджується дія слабких, не виключених систематичних похибок. Якщо довірчий інтервал для асиметрії накриває нуль, а весь довірчий інтервал для ексцесу знаходиться у від'ємній області, то в цьому

випадку вагова функція розподілу похибок є несингулярною, але оцінка можлива, якщо жодна з похибок не дорівнює і не перевищує величини $[2\mu_2\beta_2/|\epsilon|]^{0.5}$. В усіх інших випадках це патологічні випадки оцінки. У всіх цих випадках вагова функція є сингулярною, потрапляючи в неприпустимі області оцінки, що неможливо внаслідок нерегулярності вагової функції.

4.5. Практичне застосування методики та розробка класифікації референцих GNSS-станцій України

На основі вище наведеного алгоритму побудови реальних розподілів залишкових компонент часових рядів та розробленої методики репрезентативної оцінки точності визначення GNSS-координат ми провели їх практичне застосування на прикладі існуючих референцих станцій України. З більш ніж 200 станцій було відібрано 72. Вибір базувався на наявності безперервних (тривалість спостережень має складати близько 1,5 року) даних GNSS-спостережень. Оскільки для багатьох референцих станцій були присутні значні у часі розриви у спостереженнях, тому вони виявились непридатними для наших досліджень. Відібрані станції мали дані безперервних спостережень тривалістю два роки (від 24 березня 2019(2046 GPS тиждень) до 2 січня 2021(2138 GPS тиждень)). Це дало можливість сформувати часові ряди добових спостережень в межах від 500 до 632.

Для зручності подальшого аналізу станції були згруповані на блоки за різними характеристиками: за висотою розміщення станції, за географічним розташуванням, та за фірмою виробником приладів, що встановлені на станції. Перший поділ на блоки за висотою має наступні блоки: менше ніж 150 м (11 станцій), від 150 до 250 м (29 станцій), від 250 до 350 м (12 станцій), від 350м (9 станцій). Наступний поділ за географічним розташуванням має наступний вигляд: Захід (24 станції), Північний центр (24 станції), Південний центр (14 станцій) та Схід (8 станцій). Поділ за обладнанням (антени), що використовується на станції, має наступні блоки:

Novatel (27 станцій), Leica (12 станцій), Trimble (10 станцій), Topcon (13 станцій).

Отримані часові серії координат були «очищені» від тренду, циклічного та сезонного компонентів, а також, згідно наведеної вище методики, були проаналізовані із використанням НТПВ. Отримані результати представлені в таблицях 4.7, 4.8 та 4.9 відповідно для кожного із блоків.

Таблиця 4.7

Довірчі інтервали для A і \mathcal{E}

Висота		Довірчі інтервали для A				Довірчі інтервали для \mathcal{E}			
		Від'ємні	n	Додатні	n	Від'ємні	n	Додатні	n
0-150	N	$-0.436 < A < -0.048$	9	$0.003 < A < 0.676$	11	$-0.732 < \mathcal{E} < -0.265$	5	$0.052 < \mathcal{E} < 2.002$	15
	E	$-0.977 < A < -0.040$	15	$0.201 < A < 0.706$	5	$-0.630 < \mathcal{E} < -0.170$	4	$0.246 < \mathcal{E} < 2.439$	16
	U	$-0.488 < A < -0.003$	6	$0.009 < A < 0.629$	14	-0.088	1	$0.056 < \mathcal{E} < 2.773$	19
150-250	N	$-0.583 < A < -0.017$	25	$0.025 < A < 0.930$	33	$-1.299 < \mathcal{E} < -0.065$	18	$0.008 < \mathcal{E} < 2.790$	40
	E	$-1.228 < A < -0.001$	25	$0.000 < A < 0.887$	33	$-1.344 < \mathcal{E} < -0.017$	17	$0.006 < \mathcal{E} < 4.469$	41
	U	$-0.573 < A < -0.003$	30	$0.035 < A < 0.640$	28	$-1.377 < \mathcal{E} < -0.004$	19	$0.001 < \mathcal{E} < 2.212$	39
250-350	N	$-0.507 < A < -0.021$	10	$0.033 < A < 0.843$	14	$-0.754 < \mathcal{E} < -0.011$	8	$0.083 < \mathcal{E} < 2.468$	16
	E	$-0.579 < A < -0.010$	7	$0.001 < A < 0.928$	17	$-0.868 < \mathcal{E} < -0.028$	8	$0.050 < \mathcal{E} < 3.422$	16
	U	$-0.559 < A < -0.064$	11	$0.000 < A < 0.770$	13	$-1.117 < \mathcal{E} < -0.142$	5	$0.076 < \mathcal{E} < 2.433$	19
Більше 450	N	$-0.817 < A < -0.077$	13	$0.009 < A < 0.325$	7	$-1.256 < \mathcal{E} < -0.008$	6	$0.066 < \mathcal{E} < 1.745$	14
	E	$-0.414 < A < -0.072$	5	$0.061 < A < 1.323$	15	$-0.626 < \mathcal{E} < -0.253$	2	$0.264 < \mathcal{E} < 4.747$	18
	U	$-1.017 < A < -0.244$	11	$0.019 < A < 0.569$	9	$-1.352 < \mathcal{E} < -0.327$	4	$0.156 < \mathcal{E} < 3.188$	16

Таблиця 4.8

Довірчі інтервали для A і \mathcal{E}

Частина		Довірчі інтервали для A				Довірчі інтервали для \mathcal{E}			
		Від'ємні	n	Додатні	n	Від'ємні	n	Додатні	n
Захід	N	$-0.817 < A < -0.030$	25	$0.009 < A < 0.834$	23	$-1.299 < \mathcal{E} < -0.008$	10	$0.066 < \mathcal{E} < 2.468$	38
	E	$-0.689 < A < -0.010$	14	$0.001 < A < 1.323$	34	$-1.344 < \mathcal{E} < -0.052$	5	$0.144 < \mathcal{E} < 4.745$	43
	U	$-1.017 < A < -0.030$	29	$0.000 < A < 0.569$	19	$-1.377 < \mathcal{E} < -0.327$	6	$0.156 < \mathcal{E} < 3.188$	42
Північний Центр	N	$-0.583 < A < -0.017$	20	$0.035 < A < 0.930$	26	$-1.125 < \mathcal{E} < -0.065$	12	$0.008 < \mathcal{E} < 2.790$	34
	E	$-1.228 < A < -0.001$	17	$0.000 < A < 0.887$	29	$-0.863 < \mathcal{E} < -0.017$	15	$0.006 < \mathcal{E} < 4.469$	31
	U	$-0.425 < A < -0.003$	18	$0.058 < A < 0.640$	28	$-0.775 < \mathcal{E} < -0.004$	16	$0.001 < \mathcal{E} < 1.374$	30

Південний Центр	<i>N</i>	$-0.550 < A < -0.021$	12	$0.033 < A < 0.676$	16	$-0.754 < \mathcal{E} < -0.011$	10	$0.072 < \mathcal{E} < 2.002$	18
	<i>E</i>	$-0.977 < A < -0.024$	15	$0.089 < A < 0.545$	13	$-0.868 < \mathcal{E} < -0.028$	9	$0.050 < \mathcal{E} < 3.111$	19
	<i>U</i>	$-0.537 < A < -0.029$	14	$0.009 < A < 0.770$	14	$-1.117 < \mathcal{E} < -0.142$	8	$0.010 < \mathcal{E} < 2.142$	20
Схід	<i>N</i>	$-0.351 < A < -0.078$	7	$0.003 < A < 0.468$	9	$-0.732 < \mathcal{E} < -0.194$	7	$0.047 < \mathcal{E} < 1.042$	9
	<i>E</i>	$-0.933 < A < -0.040$	11	$0.198 < A < 0.631$	5	$-0.630 < \mathcal{E} < -0.170$	4	$0.144 < \mathcal{E} < 2.074$	12
	<i>U</i>	$-0.156 < A < -0.050$	4	$0.145 < A < 0.912$	12	-0.088	1	$0.203 < \mathcal{E} < 2.773$	15

Таблиця 4.9

Довірчі інтервали для A і \mathcal{E}

Прилад		Довірчі інтервали для A				Довірчі інтервали для \mathcal{E}			
		Від'ємні	n	Додатні	n	Від'ємні	n	Додатні	n
novatel	<i>N</i>	$-0.753 < A < -0.038$	24	$0.003 < A < 0.678$	30	$-1.256 < \mathcal{E} < -0.050$	30	$0.014 < \mathcal{E} < 1.312$	24
	<i>E</i>	$-0.691 < A < -0.018$	23	$0.014 < A < 0.758$	31	$-0.630 < \mathcal{E} < -0.028$	17	$0.006 < \mathcal{E} < 3.111$	37
	<i>U</i>	$-0.594 < A < -0.029$	27	$0.009 < A < 0.629$	27	$-1.352 < \mathcal{E} < -0.004$	16	$0.056 < \mathcal{E} < 3.188$	38
leica	<i>N</i>	$-0.358 < A < -0.017$	10	$0.061 < A < 0.930$	12	$-0.424 < \mathcal{E} < -0.011$	2	$0.008 < \mathcal{E} < 2.790$	20
	<i>E</i>	$-1.228 < A < -0.001$	15	$0.097 < A < 0.437$	7	$-0.802 < \mathcal{E} < -0.199$	5	$0.179 < \mathcal{E} < 4.469$	17
	<i>U</i>	$-0.470 < A < -0.030$	7	$0.064 < A < 0.621$	15	$-0.831 < \mathcal{E} < -0.143$	4	$0.077 < \mathcal{E} < 2.212$	18
trimble	<i>N</i>	$-0.817 < A < -0.021$	12	$0.040 < A < 0.834$	8	-0.065	1	$0.066 < \mathcal{E} < 2.468$	19
	<i>E</i>	$-0.980 < A < -0.052$	6	$0.000 < A < 1.323$	14	$-0.868 < \mathcal{E} < -0.052$	5	$0.290 < \mathcal{E} < 3.786$	15
	<i>U</i>	$-0.635 < A < -0.036$	10	$0.000 < A < 0.640$	10	$-0.664 < \mathcal{E} < -0.067$	4	$0.076 < \mathcal{E} < 3.010$	16
topcon	<i>N</i>	$-0.512 < A < -0.048$	13	$0.022 < A < 0.587$	13	$-1.299 < \mathcal{E} < -0.194$	4	$0.070 < \mathcal{E} < 1.862$	22
	<i>E</i>	$-0.933 < A < -0.010$	7	$0.085 < A < 0.928$	19	$-1.344 < \mathcal{E} < -0.017$	5	$0.144 < \mathcal{E} < 2.790$	21
	<i>U</i>	$-0.559 < A < -0.003$	12	$0.085 < A < 0.561$	4	$-1.377 < \mathcal{E} < -0.052$	4	$0.001 < \mathcal{E} < 2.773$	22

Ми отримали значення A та \mathcal{E} та їх довірчих інтервалів, а також визначили кількість додатних та від'ємних значень. Розподіл станцій за вищенаведеними критеріями не показав якихось особливостей в розподілах похибок координат. Тому, можна зробити висновок, що отримані результати залежать від місцевих особливостей станцій. На основі цих результатів та принципів НТПВ, ми розробили класифікацію референсних станцій України, яка подана в таблиці 4.10.

Класифікація референцих станцій України

Класи	Станції	Характеристики
Клас 1 (1)	LUTS	Вагова функція є не лише несингулярною, але також забезпечує ефективне оцінювання в наступному необхідному наблизенні, яке реалізується методами НТПВ
Клас 2 (10)	ISAK, TEOF, ZGAR, SMLA, PUSH, PRIL, GDRS, PHM2, KTVL, VSLE	Вагова функція знаходиться в несингулярній області класичної оцінки. Отримані результати слід розглядати як остаточні, хоча розподіл похибок не є ідеальним
Клас 3 (22)	CHTK, DUN2, PIDG, RIVN, SHPT, SKON, TER2, ZAKR, BCRV, BRSP, HUTR, JTMR, KZLE, NZHN, OVRU, POLV, HLRS, KHRN, MGDL, OKHT, ULYA	Вагова функція не є сингулярною, тобто оцінка допустима, але розподіл похибок не є ідеальним, оскільки підтверджується дія слабких, не виключених систематичних похибок
Клас 4 (6)	CRNI, RVNS, KYIV, ILLI, MAZR, KPNS	В цьому випадку вагова функція розподілу похибок є несингулярною, але оцінка можлива, якщо жодна з похибок не дорівнює і не перевищує величини $[2\mu_2\beta_2/ \varepsilon]^{0.5}$
Клас 5 (30)	CHR2, DNRS, GNZD, HUS1, KKSH, KOCH, MIZ1, UZHG, VOLO, ZAST, KGRL, BORZ, BYJA, GLSV, HMIL, PRYL, VARV, YAGO, NEMO, KRAS, BRRS, KLEB, LITN, KILI, KRRS, MIKL, KRMR, PAVL, PMSK	Це патологічні випадки оцінки. У всіх цих випадках вагова функція є сингулярною, потрапляючи в неприпустимі області оцінки, що неможливо внаслідок нерегулярності вагової функції

На основі статистичного аналізу методами НТПВ встановлено, що часові серії координат референцих станцій України, що увійшли в 1 та 2 класи згідно запропонованої класифікації, не містять залишкових систематичних або випадкових компонент, та можуть забезпечити надійне визначення координат та швидкостей зміни координат. Власне тому ці станції рекомендуються для розв'язання задач геодинаміки. Станції, що входять до 3 класу, все ще містять невилучені систематичні похибки. Проте після їх детальної перевірки, виявлення слабких ділянок та повторного аналізу вони можуть рекомендуватись для розв'язання геодинамічних задач. Станції 4 та 5 класів не рекомендуються для таких задач, оскільки присутні систематичні похибки можуть вплинути на точність визначення координат, і в надалі на геодинамічну інтерпретацію в цілому.

Висновки до розділу 4

1. На основі реальних результатів спостережень на перманентних станціях Європи, що входять у мережу EPN, отримано тестові часові ряди залишкових компонент координат на предмет підтвердження/не підтвердження гіпотези про їх підпорядкування закону Гаусса.

2. Наведено алгоритм побудови реальних розподілів залишкових компонент часових рядів та проведена їх інтерпретація. Результати ймовірності $p(\chi^2)$ того, що виміри на станціях є вибірковими з нормальної генеральної сукупності відповідно склали від 0.19 до 0.31 для координати N , від 0.15 до 0.98 для координати E , від 0.14 до 0.42 для координати U для станцій, що входять в категорію C0. Для перманентних станцій категорії C6 перевірка показала, що $0.001 < p(\chi^2) < 0.16$. Згідно НТПВ така ймовірність повинна б складала величину більшу за 0.3. Тобто реальні розподіли залишкових компонент часових рядів не підкоряються нормальному закону.

3. Розроблено методику репрезентативного оцінювання точності визначення координат станцій GNSS-спостережень неklasичною теорією похибок вимірів;

4. На основі алгоритму побудови реальних розподілів залишкових компонент часових рядів та розробленої методики репрезентативної оцінки точності визначення GNSS-координат проведено практичне застосування НТПВ на прикладі існуючих референцних станцій України. За отриманими результатами досліджень розроблено класифікацію референцних станцій України щодо їх придатності до розв'язування задач найвищої точності.

ВИСНОВКИ

В результаті виконання цієї дисертаційної роботи з метою розширення в методологічному відношенні можливостей неklasичної теорії похибок вимірів щодо оцінювання точності GNSS-координат на основі часових рядів залишкових компонент, вирішені завдання розроблення методики репрезентативного оцінювання точності визначення координат станцій GNSS-спостережень неklasичною теорією похибок вимірів і проведено її експериментальне дослідження.

В рамках завдань дисертації зроблені наступні висновки:

1. Сучасне програмне забезпечення для опрацювання GNSS-даних та спеціалізоване програмне забезпечення для аналізу часових рядів дозволяють вилучити більшість джерел похибок систематичного характеру (тренду, циклічного та сезонного компонентів ряду). Разом з тим, при широкомасштабних дослідженнях часових рядів GNSS-координат виявлено, що існують залишкові похибки систематичного характеру, які проявляються в залежності від місцевих умов і особливостей розміщення станцій спостережень. Класична теорія похибок вимірювання Гаусса при опрацюванні спостережень великого обсягу не може забезпечити ефективність оцінювання через наявність залишкових систематичних похибок.

2. Розглянуто загальну схему аналізу часових серій координат, яка полягає проведенні фільтрації, вилученні тренду та сезонних сигналів, оцінювання вмісту шуму. Проведення фільтрації, видалення тренду та аналізу вмісту шуму часових серій стандартними методами аналізу дозволяє отримати залишковий часовий ряд «теоретично» з випадковими компонентами. За реальної наявності систематичних ефектів у випадкової компоненти неможливо репрезентативно прогнозувати значення часового ряду на майбутні періоди. Частина таких ефектів може бути віднесена до трудно передбачуваних природних явищ геофізичного характеру (припливні

та неприпливні явища, атмосферні та океанічні навантаження тощо), частина – до випадкових дій місцевого рівня.

3. На основі реальних результатів спостережень на перманентних станціях Європи, що входять у мережу EPN, отримано тестові часові ряди залишкових компонент координат на предмет підтвердження/не підтвердження гіпотези про їх підпорядкування закону Гаусса. Результати ймовірності $p(\chi^2)$ того, що виміри на станціях є вибірковими з нормальної генеральної сукупності відповідно склали від 0.19 до 0.31 для координати N , від 0.15 до 0.98 для координати E , від 0.14 до 0.42 для координати U для станцій, що входять в категорію C0. Для перманентних станцій категорії C6 перевірка показала, що $0.001 < p(\chi^2) < 0.16$. Згідно НТПВ така ймовірність повинна б складала величину більшу за 0.3. Тобто реальні розподіли залишкових компонент часових рядів не підкоряються нормальному закону.

4. Розроблено методику репрезентативного оцінювання точності визначення координат станцій GNSS-спостережень некласичною теорією похибок вимірів, яка базується на отриманні значень асиметрії, ексцесу та їх стандартів, довірчих інтервалів для перевірки того, що отримані результати спостережень потрапляють в межі допустимого оцінювання.

5. На основі алгоритму побудови реальних розподілів залишкових компонент часових рядів та розробленої методики репрезентативної оцінки точності визначення GNSS-координат проведено практичне застосування НТПВ на прикладі існуючих референцних станцій України. За отриманими результатами досліджень розроблено класифікацію референцних станцій України щодо їх придатності до розв'язування задач найвищої точності.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ

1. Алтынцев, М. А., Сабер, К. Х. М. (2021). МЕТОДИКА АВТОМАТИЗИРОВАННОЙ ФИЛЬТРАЦИИ ДАННЫХ МОБИЛЬНОГО ЛАЗЕРНОГО СКАНИРОВАНИЯ. *Вестник СГУГиТ*, 26(3).
2. Антонович, К. М. (2006). Использование спутниковых радионавигационных систем в геодезии, Т. 2.: Монография, Москва: Картгеоцентр
3. Бідюк, П. І., Романенко, В. Д., & Тимошук, О. Л. (2010). Аналіз часових рядів.
4. Вікіпедія : https://uk.wikipedia.org/wiki/Часовий_ряд
5. Дзуліт, П. Д., Джунь, Й. В., (2017). Застосування методів неklasичної теорії похибок для абсолютних вимірювань галілеєвого прискорення. *Геодинаміка: науковий журнал*, (1 (22)), 7-15.
6. Дзуліт, П., Сосонка, І. (2020). Некласичний підхід до моделювання похибок просторових координат GNSS-вимірів. *Збірник наукових праць учасників Міжнародної науково-практичної конференції «Сучасні тенденції в математичному моделюванні і його програмному забезпеченні»*, Рівне, с. 5-8.
7. Джунь, Й. В. (2015). Некласическая теория погрешностей измерений / И. В. Джунь. Изд. дом ЕСТЕРО, Ровно, 168 с..
8. Джунь И. В. Математическая обработка астрономической и космической информации при негауссовых ошибках наблюдений: автореферат дис. на соиск. уч. степени докт. физ.-мат. наук : спец. 01.03.01 «Астрометрия и небесная механика» / И. В. Джунь. – Киев, ГАО НАН Украины, 1992. – 46 с.
9. Проданець, І., Сосонка, І. (2020). Оцінка точності визначення координат GNSS-станцій мережі ZAKPOS. *Збірник матеріалів X Міжнародної науково-практичної конференції «Нові технології в геодезії,*

землепорядкуванні, лісовпорядкуванні та природокористуванні», Випуск 1, Ужгород, с. 7-12.

10. Савчук С., Проданець І.І., Калинич І.В. Перша мережа активних референцних станцій в Україні ZAKPOS. Етапи становлення та початок діяльності // *Геопрофіль*. – 2010. – № 1. – С.16-23

11. Савчук, С., Сосонка, І. (2014). Аналіз щоденних комбінованих розв'язків мережі референцних GNSS станцій України. *Науковий вісник Ужгородського університету*, Випуск 3, Ужгород, с. 43-47.

12. Савчук, С., Сосонка, І. (2018). Визначення впливу іоносферних ефектів вищих порядків на точність координат GNSS станцій. *Збірник матеріалів ІХ Міжнародної науково-практичної конференції «Нові технології в геодезії, землепорядкуванні, лісовпорядкуванні та природокористуванні»*, Ужгород, с. 39-42.

13. Сосонка, І. (2014). Аналіз часових рядів зміни координат референцних станцій України. *Збірних тез та доповідей 72-ї студентської науково-технічної конференції*, Львів, с. 50-52.

14. Сосонка, І. (2017). Порівняння методів аналізу часових серій координат референцних GNSS-станцій : підготовчий етап. *збірник тез Міжнародної науково-технічної конференції молодих вчених «GeoTerrace-2017»*, Львів, с. 42-44.

15. Сосонка, І., Боїло, Д. (2018). Аналіз похибок часових серій координат референцних GNSS-станцій. *Збірник матеріалів Міжнародної науково-практичної конференції молодих вчених «GeoTerrace-2018»*, Львів, с. 55-56.

16. Сосонка, І. (2019). Аналіз часових серій координат GNSS-станцій України за допомогою програмного пакету iGPS. *Збірник тез 24-тої Міжнародної науково-технічної конференції «GEOFORUM'2019»* Львів-Яворів-Брюховичі, с. 8-9.

17. Сосонка, І. (2020). Опрацювання та аналіз часових серій координат референцних GNSS-станцій України із використанням

програмного пакету iGPS. *Збірник тез 25 Міжнародної науково-технічної конференції «GEOFORUM'2020»*, с. 97-100.

18. Altamimi, Z., Métivier, L., & Collilieux, X. (2012). ITRF2008 plate motion model. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 117(B7).

19. Amagua, C. G. P., Krueger, C. P., Criollo, A. R. T. (2018). Stochastic model of the Brazilian GPS network coordinates time series. *Boletim de Ciências Geodésicas*, 24(4), 545-563.

20. Amiri-Simkooei, A. R. (2013). On the nature of GPS draconitic year periodic pattern in multivariate position time series. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 118(5), 2500-2511.

21. Amiri-Simkooei, A. R., Tiberius, C. C., Teunissen, P. J. (2007). Assessment of noise in GPS coordinate time series: methodology and results. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 112(B7).

22. Anđić, D. (2016). Variance components estimation of residual errors in GPS precise positioning. *Geodetski vestnik*, 60(3), 467-482.

23. Andrei, C. O., Lahtinen, S., Nordman, M., Näränen, J., Koivula, H., Poutanen, M., Hyypä, J. (2018). GPS time series analysis from aboa the finnish antarctic research station. *Remote Sensing*, 10(12), 1937.

24. Ashby, N. (2003). Relativity in the global positioning system. *Living Reviews in relativity*, 6(1), 1-42.

25. Barba, P., Rosado, B., Ramírez-Zelaya, J., Berrocoso, M. (2021). Comparative Analysis of Statistical and Analytical Techniques for the Study of GNSS Geodetic Time Series. In *Engineering Proceedings* (Vol. 5, No. 1, p. 21). Multidisciplinary Digital Publishing Institute.

26. Bartolucci, M., Casile, R., Corazza, G. E., Durante, A., Gabelli, G., & Guidotti, A. (2013, June). Cooperative/distributed localization and characterization of GNSS jamming interference. In *2013 International Conference on Localization and GNSS (ICL-GNSS)* (pp. 1-6). IEEE.

27. Bernese GNSS Software, [online] Available at: <http://www.bernese.unibe.ch/> [Accessed 01 03 2021]

28. Beyerle, G. (2009). Carrier phase wind-up in GPS reflectometry. *GPS solutions*, 13(3), 191.
29. Blewitt, G., Lavallée, D. (2002). Effect of annual signals on geodetic velocity. *J. Geophys. Res. Solid Earth*, vol. 107, no. B7, pp. ETG 9-11
30. Blewitt, G., Kreemer, C., Hammond, W. C., & Gazeaux, J. (2016). MIDAS robust trend estimator for accurate GPS station velocities without step detection. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 121(3), 2054-2068.
31. Boehm, J., Werl, B., & Schuh, H. (2006). Troposphere mapping functions for GPS and very long baseline interferometry from European Centre for Medium-Range Weather Forecasts operational analysis data. *Journal of geophysical research: solid earth*, 111(B2).
32. Bock, O., & Doerflinger, E. (2001). Atmospheric modeling in GPS data analysis for high accuracy positioning. *Physics and Chemistry of the Earth, Part A: Solid Earth and Geodesy*, 26(6-8), 373-383.
33. Bogusz, J., & Klos, A. (2016). On the significance of periodic signals in noise analysis of GPS station coordinates time series. *GPS solutions*, 20(4), 655-664.
34. Bogusz, J., Gruszczynski, M., Figurski, M., & Klos, A. (2015). Spatio-temporal filtering for determination of common mode error in regional GNSS networks. *Open Geosciences*, 7(1).DOI: 10.1515/geo-2015-0021
35. Bos, M. S., Fernandes, R. M. S., Williams, S. D. P., Bastos, L. (2008). Fast error analysis of continuous GPS observations. *Journal of Geodesy*, 82(3), 157-166.
36. Bos, M. S., Fernandes, R. M. S., Williams, S. D. P., Bastos, L. (2013). Fast error analysis of continuous GNSS observations with missing data. *Journal of Geodesy*, 87(4), 351-360.
37. Bruni, S., Zerbini, S., Raicich, F., Errico, M., Santi, E. (2014). Detecting discontinuities in GNSS coordinate time series with STARS: case study, the Bologna and Medicina GPS sites. *Journal of Geodesy*, 88(12), 1203-1214.///
- Dmitrieva, K., Segall, P., & Bradley, A. M. (2016). Effects of linear trends on

estimation of noise in GNSS position time series. *Geophysical Journal International*, ggw391

38. Cao, L., Zhang, B., Li, J., Yao, Y., Liu, L., Ran, Q., & Xiong, Z. (2021). A Regional Model for Predicting Tropospheric Delay and Weighted Mean Temperature in China Based on GRAPES_MESO Forecasting Products. *Remote Sensing*, 13(13), 2644.

39. Closas, P., Fernández-Prades, C., & Fernández-Rubio, J. A. (2007). Maximum likelihood estimation of position in GNSS. *IEEE Signal Processing Letters*, 14(5), 359-362.

40. Dach, R., Lutz, S., Walser, P., Fridez, P. (2015). Bernese GNSS Software Version 5.2. User manual, Bern: Astronomical Institute, University of Bern, Bern Open Publishing

41. Davis, J. L., Wernicke, B. P., & Tamisiea, M. E. (2012). On seasonal signals in geodetic time series. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 117(B1).

42. Di, M., Zhang, A., Guo, B., Zhang, J., Liu, R., & Li, M. (2020). Evaluation of Real-Time PPP-Based Tide Measurement Using IGS Real-Time Service. *Sensors*, 20(10), 2968.

43. Dong, D., Fang, P., Bock, Y., Webb, F., Prawirodirdjo, L., Kedar, S., Jamason, P. (2006). Spatiotemporal filtering using principal component analysis and Karhunen-Loeve expansion approaches for regional GPS network analysis. *Journal of geophysical research: solid earth*, 111(B3).

44. Dong, D., Fang, P., Bock, Y., Cheng, M. K., & Miyazaki, S. I. (2002). Anatomy of apparent seasonal variations from GPS-derived site position time series. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 107(B4), ETG-9.

45. Dvulit, P., Savchuk, S., Sosonka, I. (2020). The processing of GNSS observation by non-classical error theory of measurements. *Науковий журнал "Геодинаміка"*, Випуск 1(28), p. 19-28, DOI:10.23939/jgd2020.01.019.

46. Dvulit P.D., Savchuk S.H., Sosonka I.I. (2021). Accuracy estimation of site coordinates derived from GNSS-observations by non-classical error theory

<https://doi.org/10.1016/j.geog.2021.07.005>

47. EUREF Permanent GNSS Network : <https://www.epncb.oma.be>
48. Furqan, A. (2010). Evaluation of GNSS as a Tool for Monitoring Tropospheric Water Vapour, Göteborg, Sweden
49. Gambis, D. (2006). DORIS and the determination of the Earth's polar motion. *Journal of Geodesy*, 80(8-11), 649-656.
50. GAMIT/GLOBK, [online] Available at: <http://geoweb.mit.edu/gg/> [Accessed 01 03 2020]
51. Gazeaux, J., Williams, S., King, M., Bos, M., Dach, R., Deo, M., ... & Webb, F. H. (2013). Detecting offsets in GPS time series: First results from the detection of offsets in GPS experiment. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 118(5), 2397-2407.
52. GipsyXDocs, 2019
53. Gobinddass, M. L., Willis, P., De Viron, O., Sibthorpe, A., Zelensky, N. P., Ries, J. C., ... & Lemoine, F. G. (2009). Improving DORIS geocenter time series using an empirical rescaling of solar radiation pressure models. *Advances in space research*, 44(11), 1279-1287.
54. Görres, B., Campbell, J., Becker, M., & Siemes, M. (2006). Absolute calibration of GPS antennas: laboratory results and comparison with field and robot techniques. *GPS solutions*, 10(2), 136-145.
55. Griffiths, J., & Ray, J. R. (2013). Sub-daily alias and draconitic errors in the IGS orbits. *GPS solutions*, 17(3), 413-422.
56. Gruszczynski, M., Bogusz, J., Kłós, A., & Figurski, M. (2015, April). Studies on spatio-temporal filtering of GNSS-derived coordinates. In *EGU General Assembly Conference Abstracts* (p. 303).
57. Guidelines for EUREF Densifications // ftp://epncb.oma.be/pub/general/Guidelines_for_EUREF_Densifications.pdf
58. He, X., (May, 2017). Study on the noise model of GPS coordinates time series, PhD thesis, School of Geodesy and Geomatics.

59. He, X., Hua, X., Yu, K., Xuan, W., Lu, T., Zhang, W., & Chen, X. (2015). Accuracy enhancement of GPS time series using principal component analysis and block spatial filtering. *Advances in Space Research*, 55(5), 1316-1327.
60. He, X., Montillet, J. P., Fernandes, R., Bos, M., Yu, K., Hua, X., & Jiang, W. (2017). Review of current GPS methodologies for producing accurate time series and their error sources. *Journal of Geodynamics*, 106, 12-29.
61. He, Y., Zhang, S., Wang, Q., Liu, Q., Qu, W., Hou, X. (2018, May). HECTOR for analysis of GPS time series. In China Satellite Navigation Conference (pp. 187-196). Springer, Singapore.
62. Heinkelmann, R., Boehm, J., Schuh, H., & Tesmer, V. (2009). The effect of meteorological input data on the VLBI reference frames. In *Geodetic Reference Frames* (pp. 245-251). Springer, Berlin, Heidelberg.
63. Herring, T. A., King, R. W., Floyd, M. A., McClusky, S. C. (2018). Introduction to GAMIT/GLOBK – Release 10.7., USA: Massachusetts Institute of Technology
64. Héroux, P., & Kouba, J. (1995). *GPS precise point positioning with a difference*. Natural Resources Canada, Geomatics Canada, Geodetic Survey Division
65. Hulme H. R. Syms L. S. T. (1939). The The Law of Errors and the Combinations of Observations, Mon. Notic. of RAS. V. 99, pp 642–658
66. International GNSS service : <http://www.igs.org/products>
67. Jiang, W., Li, Z., van Dam, T., & Ding, W. (2013). Comparative analysis of different environmental loading methods and their impacts on the GPS height time series. *Journal of Geodesy*, 87(7), 687-703.
68. Jet Propulsion Laboratory
<https://sideshow.jpl.nasa.gov/post/links/USNO.html>
69. Jeffreys H. Theory of Probability / Sec. Edition. – Oxford, 1940. – 468 p

70. Kaniuth, K., Völksen, C. (2003). Comparison of the BERNESE and GIPSY/OASIS II software systems using EUREF data, *J. Mitt Bundesamtes Kartographie Geodasie*, Volume 29, p. 314–319
71. Karaim, M., Elsheikh, M., Noureldin, A., Rustamov, R. B. (2018). GNSS error sources. *Multifunctional Operation and Application of GPS; Rustamov, RB, Hashimov, AM, Eds*, 69-85
72. Khodabandeh, A., & Teunissen, P. J. G. (2019). Distributed least-squares estimation applied to GNSS networks. *Measurement Science and Technology*, 30(4), 044005.
73. King, M. A., & Watson, C. S. (2010). Long GPS coordinate time series: multipath and geometry effects. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 115(B4).
74. King, M. A., & Williams, S. D. (2009). Apparent stability of GPS monumentation from short-baseline time series. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 114(B10).
75. Klobuchar, J. A. (1996). Ionospheric effects on GPS. *Global positioning system: theory and application*.
76. Klos, A., Bogusz, J., Bos, M. S., Gruszczynska, M. (2020). Modelling the GNSS time series: different approaches to extract seasonal signals. In *Geodetic Time Series Analysis in Earth Sciences* (pp. 211-237). Springer, Cham.
77. Komjathy, A., Langley, R. B., & Bilitza, D. (1998). Ingesting GPS-derived TEC data into the International Reference Ionosphere for single frequency radar altimeter ionospheric delay corrections. *Advances in Space Research*, 22(6), 793-801.
78. Kouba, J., Héroux, P. (2001). Precise point positioning using IGS orbit and clock products, *GPS solutions*, Volume 5(2), pp. 12-28
79. Körner, T. W. (1989). *Fourier analysis*. Cambridge university press.
80. Kubo, N., Kobayashi, K., & Furukawa, R. (2020). GNSS multipath detection using continuous time-series C/N0. *Sensors*, 20(14), 4059.

81. Langbein, J., Johnson, H. (1997). Correlated errors in geodetic time series: Implications for time-dependent deformation. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 102(B1), 591-603 doi: 10.1029/96JB02945
82. Langbein, J. (2017). Improved efficiency of maximum likelihood analysis of time series with temporally correlated errors. *Journal of Geodesy*, 91(8), 985-994.
83. Lavallée, D. A., Moore, P., Clarke, P. J., Petrie, E. J., van Dam, T., & King, M. A. (2010). J2: An evaluation of new estimates from GPS, GRACE, and load models compared to SLR. *Geophysical Research Letters*, 37(22).
84. Le Bail, K. (2006). Estimating the noise in space-geodetic positioning: the case of DORIS. *Journal of Geodesy*, 80(8-11), 541-565.
85. Levin, D. (1998). The approximation power of moving least-squares. *Mathematics of computation*, 67(224), 1517-1531.
86. Li, W., & Shen, Y. (2018). The consideration of formal errors in spatiotemporal filtering using principal component analysis for regional GNSS position time series. *Remote Sensing*, 10(4), 534.
87. Li, M., Qu, L., Zhao, Q., Guo, J., Su, X., & Li, X. (2014). Precise point positioning with the BeiDou navigation satellite system. *Sensors*, 14(1), 927-943.
88. Li, G., Wu, J., Zhao, C., Tian, Y. (2017). Double differencing within GNSS constellations. *GPS Solutions*, 21(3), 1161-1177.
89. Li, W., Jiang, W., Li, Z., Chen, H., Chen, Q., Wang, J., & Zhu, G. (2020). Extracting Common Mode Errors of Regional GNSS Position Time Series in the Presence of Missing Data by Variational Bayesian Principal Component Analysis. *Sensors*, 20(8), 2298.
90. Lozes, F., Elmoataz, A., Lézoray, O. (2014). Partial difference operators on weighted graphs for image processing on surfaces and point clouds. *IEEE Transactions on Image Processing*, 23(9), 3896-3909.

91. Mathews, P. M., Dehant, V., & Gipson, J. M. (1997). Tidal station displacements. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 102(B9), 20469-20477.
92. Melachroinos, S. A., Biancale, R., Llubes, M., Perosanz, F., Lyard, F., Vergnolle, M., ... & Durand, S. (2008). Ocean tide loading (OTL) displacements from global and local grids: comparisons to GPS estimates over the shelf of Brittany, France. *Journal of geodesy*, 82(6), 357-371.
93. Ming, F., Yang, Y., Zeng, A., & Zhao, B. (2017). Spatiotemporal filtering for regional GPS network in China using independent component analysis. *Journal of Geodesy*, 91(4), 419-440.
94. Montillet, J. P., & Yu, K. (2015). Modeling Geodetic Processes with Levy α α -Stable Distribution and FARIMA. *Mathematical geosciences*, 47(6), 627-646.
95. Montgomery, D. C., Jennings, C. L., & Kulahci, M. (2015). *Introduction to time series analysis and forecasting*. John Wiley & Sons.
96. Morton, Y. T., van Graas, F., Zhou, Q., & Herdtner, J. (2009). Assessment of the higher order ionosphere error on position solutions. *Navigation*, 56(3), 185-193.
97. Myung, I. J. (2003). Tutorial on maximum likelihood estimation. *Journal of mathematical Psychology*, 47(1), 90-100.
98. Nelder, J. A., Mead, R. (1965). A simplex method for function minimization. *The computer journal*, 7(4), 308-313
99. Newcomb, S. (1886). A generalized theory of the combination of observations so as to obtain the best result. *American journal of Mathematics*, 343-366.
100. Nikolaidis R. *Ph.D. Thesis*. University of California; San Diego, CA, USA: 2002. Observation of geodetic and seismic deformation with the Global Positioning System

101. Nilsson, T., Böhm, J., Wijaya, D. D., Tresch, A., Nafisi, V., & Schuh, H. (2013). Path delays in the neutral atmosphere. In *Atmospheric effects in space geodesy* (pp. 73-136). Springer, Berlin, Heidelberg.
102. Odom, E. M., Egelhoff, C. J. (2011, October). Teaching deflection of stepped shafts: Castigliano's theorem, dummy loads, heaviside step functions and numerical integration. In 2011 Frontiers in Education Conference (FIE) (pp. F3H-1). IEEE.
103. O'Keefe, K., Johnson, K., & Alves, P. (2005, June). Evaluation of Several Double-differencing Strategies for Reduction of Unmodeled Correlated Errors in Carrier Phase GNSS Processing. In *Proceedings of the 61st Annual Meeting of The Institute of Navigation (2005)* (pp. 917-927).
104. Orts-Escolano, S., Morell, V., García-Rodríguez, J., Cazorla, M. (2013, August). Point cloud data filtering and downsampling using growing neural gas. In *The 2013 International Joint Conference on Neural Networks (IJCNN)* (pp. 1-8). IEEE.
105. Ostini, L. (2012). *Analysis and quality assessment of GNSS-derived parameter time series* (Doctoral dissertation, Verlag nicht ermittelbar).
106. Pearson K. On the mathematical Theory of Errors of Judgment with special Reference to the personal Equation / K. Pearson // Philosophical Transactions of the RAS of London. – Ser. A. – 1902. – Vol. 198. – P. 253–296
107. Petit, G., & Luzum, B. (2010). *IERS conventions (2010)*. Bureau International des Poids et mesures sevres (france).
108. Petrov, L., & Boy, J. (2003, December). Atmospheric Pressure Loading Service for VLBI and SLR. In *AGU Fall Meeting Abstracts* (Vol. 2003, pp. G22C-0315).
109. Petrov, L., & Boy, J. P. (2004). Study of the atmospheric pressure loading signal in very long baseline interferometry observations. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 109(B3).
110. Prochniewicz, D., & Grzymala, M. (2021). Analysis of the Impact of Multipath on Galileo System Measurements. *Remote Sensing*, 13(12), 2295.

111. Ray, J., Altamimi, Z., Collilieux, X., & van Dam, T. (2008). Anomalous harmonics in the spectra of GPS position estimates. *GPS solutions*, 12(1), 55-64.
112. Rakotosaona, M. J., LaBarbera, V., Guerrero, P., Mitra, N. J., Ovsjanikov, M. (2020, February). Pointcleannet: Learning to denoise and remove outliers from dense point clouds. In *Computer Graphics Forum* (Vol. 39, No. 1, pp. 185-203).
113. Ries, P., Bertiger, W., Desai, S., Miller, K. (2019). GipsyX 1.3 Release Notes., Jet Propulsion Laboratory, California Institute of Technology
114. Rodriguez-Solano, C. J., Hugentobler, U., Steigenberger, P., Bloßfeld, M., & Fritsche, M. (2014). Reducing the draconitic errors in GNSS geodetic products. *Journal of Geodesy*, 88(6), 559-574.
115. Rost, C. (2012). Modelling and Correction of Carrier Phase Multipath Effects.
116. Rózsa, S., Ambrus, B., Juni, I., Ober, P. B., & Mile, M. (2020). An advanced residual error model for tropospheric delay estimation. *GPS Solutions*, 24(4), 1-15.
117. Santamaría-Gómez, A., Bouin, M. N., Collilieux, X., & Wöppelmann, G. (2011). Correlated errors in GPS position time series: Implications for velocity estimates. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 116(B1).
118. Savchuk, S., Khoptar, A., Sosonka, I. (2020). Processing of a regional network of GNSS stations by the PPP method. *Wybrane aspekty zabezpieczenia nawigacji lotniczej, Seria wydawnicza "Problemy współczesnej nawigacji"*, Część 2, pp. 159-170.
119. Schmid, R., Steigenberger, P., Gendt, G., Ge, M., & Rothacher, M. (2007). Generation of a consistent absolute phase-center correction model for GPS receiver and satellite antennas. *Journal of Geodesy*, 81(12), 781-798.
120. Schüler, T., Diessongo, H., Poku-Gyamfi, Y. (2011). Precise ionosphere-free single-frequency GNSS positioning. *GPS solutions*, 15(2), 139-147.

121. Shen, Y., Li, W., Xu, G., & Li, B. (2014). Spatiotemporal filtering of regional GNSS network's position time series with missing data using principle component analysis. *Journal of Geodesy*, 88(1), 1-12.

122. Shen, Y., Richards, V. M. (2012). A maximum-likelihood procedure for estimating psychometric functions: Thresholds, slopes, and lapses of attention. *The Journal of the Acoustical Society of America*, 132(2), 957-967.

123. Sosonka I. (2021). Determination of the correlation degree between GNSS stations of Ukraine based on time series. *Український журнал дистанційного зондування Землі*. 2021. № 8 (2). С. 21–26. DOI [10.36023/ujrs.2021.8.2.191](https://doi.org/10.36023/ujrs.2021.8.2.191).

124. Steigenberger, P. (2016). Accuracy of Current and Future Satellite Navigation Systems.

125. Steigenberger, P., Rothacher, M., Dietrich, R., Fritsche, M., Rülke, A., Vey, S. (2006). Reprocessing of a global GPS network. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 111(B5).

126. Teke, K., Böhm, J., Nilsson, T., Schuh, H., Steigenberger, P., Dach, R., Shimizu, S. (2011). Multi-technique comparison of troposphere zenith delays and gradients during CONT08. *Journal of Geodesy*, 85(7), 395-413.

127. Teunissen PJG (1988) Towards a least-squares framework for adjusting and testing of both functional and stochastic model. Geodetic Computing Centre, Delft, MGP Series No. 26, 2004 (Reprint 1988)

128. Tian, Y. (2011). iGPS: IDL tool package for GPS position time series analysis. *GPS solutions*, 15(3), 299-303.

129. Tregoning, P., & Watson, C. (2009). Atmospheric effects and spurious signals in GPS analyses. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 114(B9).

130. U.S. Geological Survey <https://www.usgs.gov>

131. van Dam, T., Collilieux, X., Wuite, J., Altamimi, Z., & Ray, J. (2012). Nontidal ocean loading: amplitudes and potential effects in GPS height time series. *Journal of Geodesy*, 86(11), 1043-1057.

132. van der Marel, H. (2013). GPS Time Series Analysis.

133. Wang, W., Zhao, B., Wang, Q., & Yang, S. (2012). Noise analysis of continuous GPS coordinate time series for CMONOC. *Advances in space research*, 49(5), 943-956.
134. Ward, P. W., Betz, J. W., Hegarty, C. J., & Kaplan, E. D. (2006). Satellite signal acquisition, tracking, and data demodulation. *Understanding GPS: principles and applications*, 153-241.
135. Williams, S. D., Bock, Y., Fang, P., Jamason, P., Nikolaidis, R. M., Prawirodirdjo, L. (2003, December). Error Analysis of Continuous GPS Height Time Series. In *AGU Fall Meeting Abstracts* (Vol. 2003, pp. G41C-01)
136. Williams, S. D., Bock, Y., Fang, P., Jamason, P., Nikolaidis, R. M., Prawirodirdjo, L., Johnson, D. J. (2004). Error analysis of continuous GPS position time series. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 109(B3).
137. Williams, S. D. P., & Penna, N. T. (2011). Non-tidal ocean loading effects on geodetic GPS heights. *Geophysical Research Letters*, 38(9).
138. Woodward, W. A., Gray, H. L. & Elliott, A. C. (2012), *Applied Time Series Analysis*, [CRC Press](#)
139. Wu, S., Nie, G., Meng, X., Liu, J., He, Y., Xue, C., & Li, H. (2020). Comparative Analysis of the Effect of the Loading Series from GFZ and EOST on Long-Term GPS Height Time Series. *Remote Sensing*, 12(17), 2822.
140. Wu, Z., Huang, N. E., Long, S. R., & Peng, C. K. (2007). On the trend, detrending, and variability of nonlinear and nonstationary time series. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 104(38), 14889-14894.
141. Yuan, T., Schmidt, H., She, C. Y., Krueger, D. A., & Reising, S. (2008). Seasonal variations of semidiurnal tidal perturbations in mesopause region temperature and zonal and meridional winds above Fort Collins, Colorado (40.6 N, 105.1 W). *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 113(D20).
142. ZAKPOS network : <http://zakpos.zakgeo.com.ua>
143. ZAKPOS network :
- http://zakpos.zakgeo.com.ua/download/Zvit_2018.pdf

144. Zhang, Z., Li, B., & Shen, Y. (2017). Comparison and analysis of unmodelled errors in GPS and BeiDou signals. *Geodesy and Geodynamics*, 8(1), 41-48.

145. Zhou, M., Guo, J., Shen, Y., Kong, Q., & Yuan, J. (2018). Extraction of common mode errors of GNSS coordinate time series based on multi-channel singular spectrum analysis. *Chinese Journal of Geophysics*, 61(11), 4383-4395.

146. Zumberge, J. F., Heftin, M. B., Jefferson, D.C., Watkins M. M. (1997). Precise point positioning for the efficient and robust analysis of GPS data from large networks, *Journal of Geophysical Research*, Volume 102 (B3), p. 5005-5017

Фрагмент файлу спостережень формату RINEX

```

bcrv0830.19o - Notepad
File Edit Format View Help
  2.11 OBSERVATION DATA MIXED RINEX VERSION / TYPE
TPS2RIN 10.5 25-MAR-19 03:30 PGM / RUN BY / DATE
win32 build Apr 01, 2016 (c) Topcon Positioning Systems COMMENT
BCRV0830.tps COMMENT
8R21Z6FSHS0 GB500 3.5 Mar,16,2011 p1 OBSERVER / AGENCY
TPSPG_A1 TPSD REC # / TYPE / VERS
0.0000 0.0000 0.0000 ANT # / TYPE
BCRV ANTENNA: DELTA H/E/N
3568276.0219 2069740.7422 4848553.4724 MARKER NAME
1 1 APPROX POSITION XYZ
2019 3 24 0 0 0.0000000 GPS WAVELENGTH FACT L1/2
2019 3 24 23 59 30.0000000 GPS TIME OF FIRST OBS
30.000 TIME OF LAST OBS
7 C1 L1 D1 P1 P2 L2 D2 INTERVAL
55 # / TYPES OF OBSERV
G01 956 956 956 956 956 956 956 # OF SATELLITES
G02 1016 1016 1016 1015 1015 1015 1015 PRN / # OF OBS
G03 780 780 780 780 780 780 780 PRN / # OF OBS
G05 1031 1031 1031 1025 1025 1025 1025 PRN / # OF OBS
G06 965 965 965 961 961 961 961 PRN / # OF OBS
G07 831 831 831 830 830 830 830 PRN / # OF OBS
G08 1026 1026 1026 1024 1024 1024 1024 PRN / # OF OBS
G09 735 735 735 734 734 734 734 PRN / # OF OBS
G10 913 913 913 912 912 912 912 PRN / # OF OBS
G11 937 937 937 911 910 910 910 PRN / # OF OBS
G12 743 743 743 742 742 742 742 PRN / # OF OBS
G13 960 960 960 959 959 959 959 PRN / # OF OBS
G14 1004 1004 1004 1004 1004 1004 1004 PRN / # OF OBS
G15 1016 1016 1016 1006 1006 1006 1006 PRN / # OF OBS
G16 994 994 994 991 991 991 991 PRN / # OF OBS
G17 1013 1013 1013 1013 1013 1013 1013 PRN / # OF OBS
G18 779 779 779 772 772 772 772 PRN / # OF OBS
G19 929 929 929 929 929 929 929 PRN / # OF OBS
G20 934 934 934 934 934 934 934 PRN / # OF OBS
G21 813 813 813 813 813 813 813 PRN / # OF OBS

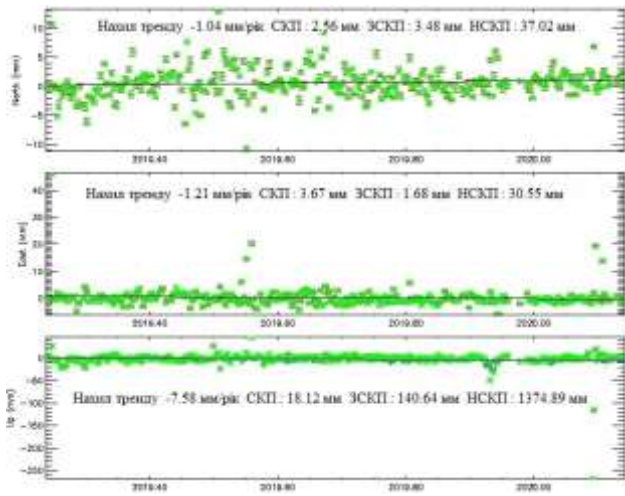
```

R17	1172	1172	1172	1172	1172	1172	1172	1172										PRN / # OF OBS	
R18	1034	1034	1034	1034	1034	1034	1034	1034										PRN / # OF OBS	
R19	730	729	730	729	729	729	729	729										PRN / # OF OBS	
R20	876	876	876	876	876	876	876	876										PRN / # OF OBS	
R21	913	913	913	913	913	913	913	913										PRN / # OF OBS	
R22	935	935	935	935	935	935	935	935										PRN / # OF OBS	
R23	1078	1078	1078	1078	1078	1078	1078	1078										PRN / # OF OBS	
R24	1173	1173	1173	1173	1122	1122	1122	1122										PRN / # OF OBS	
24 R01	1	R02	-4	R03	5	R04	6	R05	1	R06	-4	R07	5	R08	6			COMMENT	
	R09	-2	R10	-7	R11	0	R12	-1	R13	-2	R14	-7	R15	0	R16	-1		COMMENT	
	R17	4	R18	-3	R19	3	R20	2	R21	4	R22	-3	R23	3	R24	2		COMMENT	
	18																	LEAP SECONDS	
																		END OF HEADER	
19	3	24	0	0	0.0000000	0	19R23G18G31G32G17G14G08G01R01R02G03G28												
							G11R09R17R24G22G10R08												
	21566517.839			115366339.255	7													21566517.317	21566522.044
	89729392.127	5			-879.169														
	20049493.692			105360826.10648						2194.976							20049493.402	20049495.632	
	82099367.16646				1710.372														
	24255978.108			127466040.28947						6022.225							24255977.860	24255979.186	
	99324207.49244				4692.648														
	21345562.649			112171711.95048						1454.137							21345562.715	21345566.122	
	87406552.98446				1133.091														
	24998775.270			131369453.41647						5670.240							24998774.720	24998775.057	
	102365832.26944				4418.356														
	21118802.009			110980046.91048						2664.880							21118800.756	21118800.748	
	86477988.35746				2076.528														
	23339002.507			122647293.54647						-559.748							23339002.604	23339008.312	
	95569337.06545				-436.157														
	20819826.700			109408944.34748						4291.536							20819825.634	20819830.255	
	85253743.79547				3344.055														
	19301712.494			103178757.053	7					2451.016							19301711.836	19301715.104	
	80250141.956	6			1906.347														
	21933600.101			117041906.805	7					6185.935							21933600.243	21933603.158	
	91032613.365	7			4811.279														
	22555179.481			118528281.19247						5556.851							22555179.337	22555183.206	

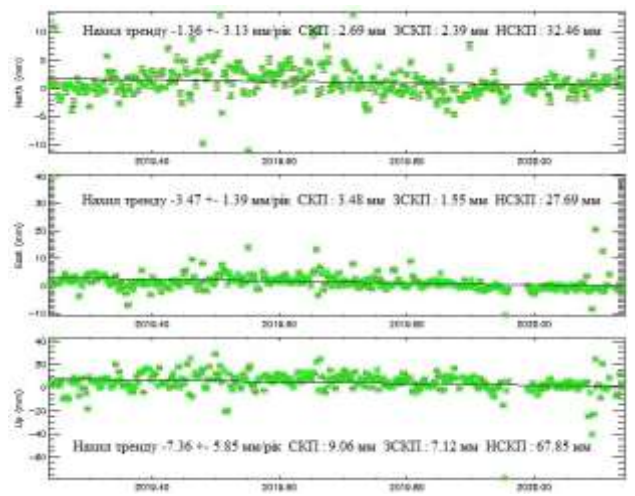
Фрагмент добового файлу із опрацювань WGA-LPI

```
LPI19542.ITR - Notepad
File Edit Format View Help
IGS/EPN & UKRAINIAN GNSS STATIONS
CUMULATIVE SOLUTION OF DOY 171 GPS Week: 1954
REFERENCE FRAME: IGb08 AT EPOCH OF 2017.474
RELEASED BY UKRAINIAN REFERENCE FRAME COORDINATOR(STEPAN SAVCHUK, LVIV POLYTECHNIC, UKRAINE)
BAIA 3945839.5525 1720428.4711 4691082.8251 3
CNIV 3397784.9370 2066990.6986 4969811.6310 3
GLSV 3512888.7139 2068980.0619 4888903.3088 3
IGEO 3814975.0351 2101075.3565 4644144.0926 3
KHAR 3312984.0782 2428203.6087 4863307.9244 3
KTVL 3785991.5460 2550749.2338 4439438.3009 3
MIKL 3698553.7390 2308676.2042 4639769.6056 3
POLV 3411557.0789 2348464.1341 4834396.9709 3
SMLA 3546267.5130 2204464.0809 4805379.2824 3
SULP 3765296.7663 1677559.3948 4851297.5261 3
USDL 3837557.6595 1596303.4499 4822409.9627 3
UZHL 3907587.2331 1602428.8940 4763783.8738 3
MARP 3451047.0647 2647880.7764 4649213.5335 3
PRYL 3425672.9409 2174035.5633 4904999.9733 3
CRNI 3824750.1254 1860009.0375 4737620.4912 1
MUKA 3909873.9710 1637331.3263 4750029.4007 1
SKON 3673288.2518 1884882.2098 4845675.6664 1
SARN 3569794.4251 1788894.7573 4957203.6521 1
IZRS 3934475.2444 2166172.9612 4513539.8921 1
```

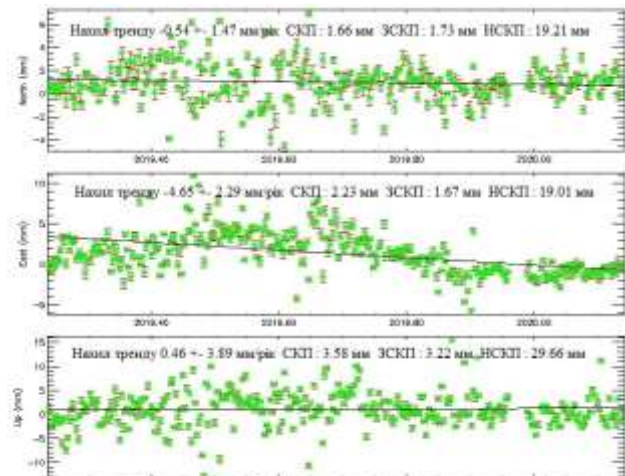

«Сирі» часові серії координат GNSS-станцій мережі ZAKPOS (річний період спостережень)



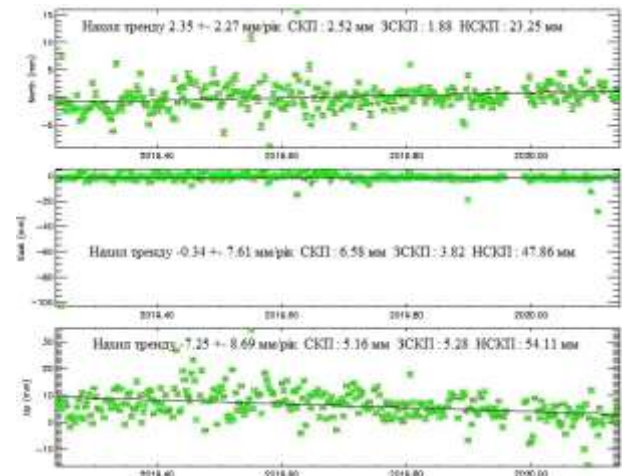
Станція HUS1



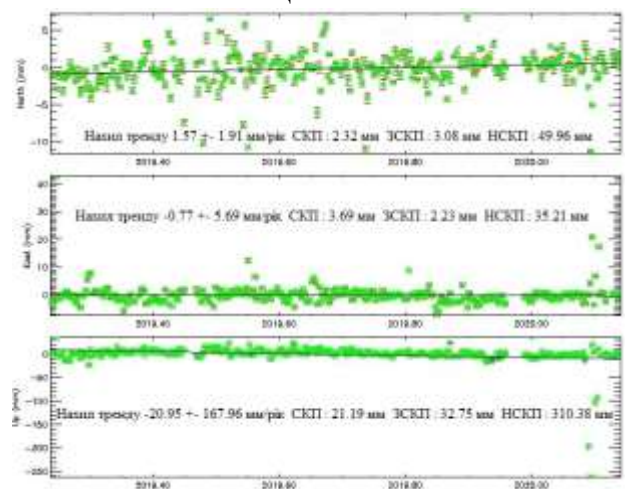
Станція MIZ1



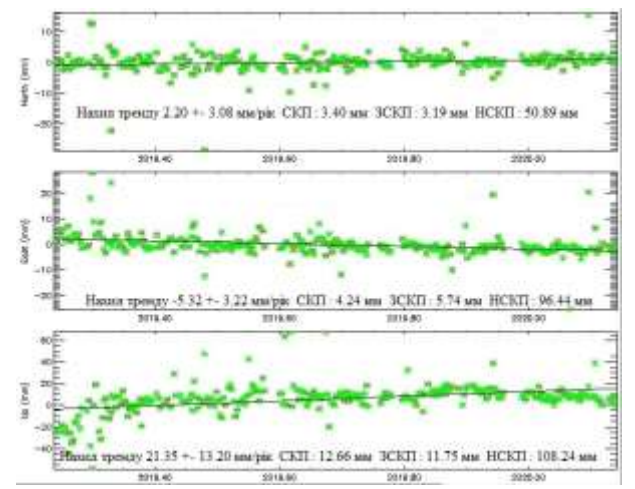
Станція NEMO



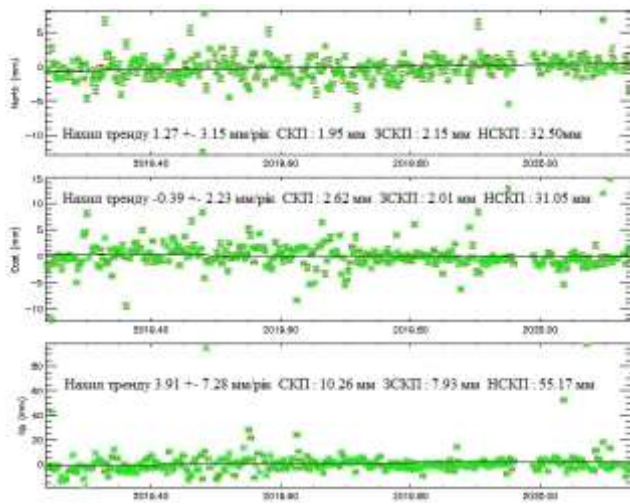
Станція OVRU



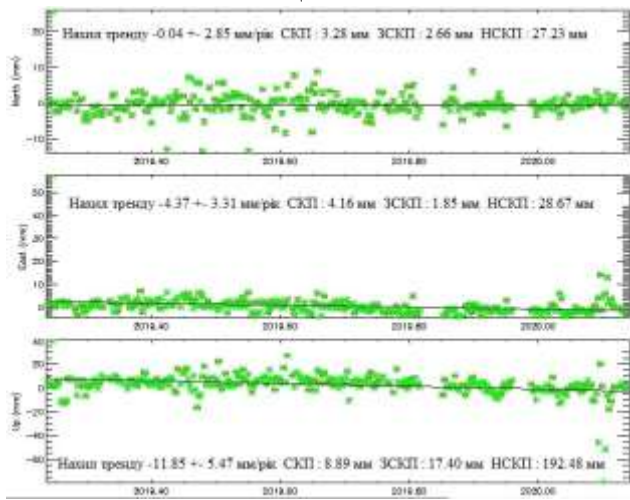
Станція RAH1



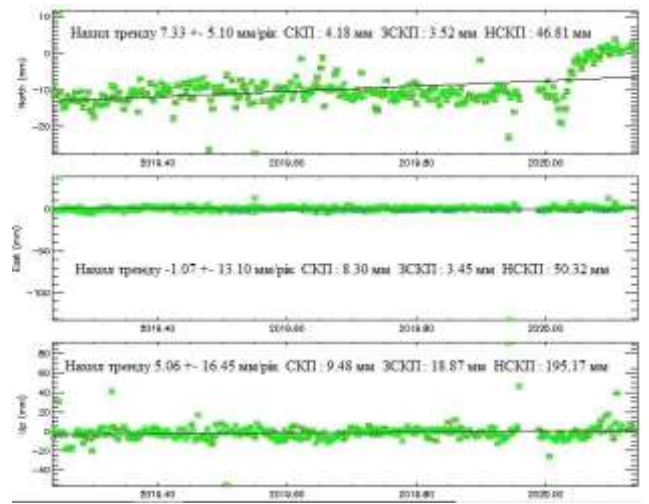
Станція RVNS



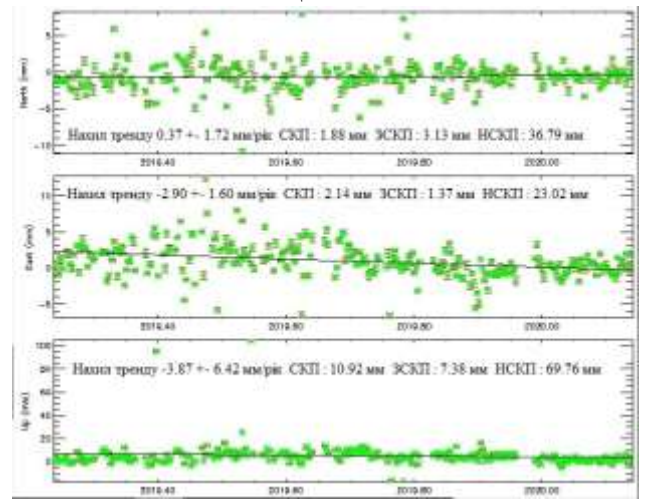
Станція TER2



Станція VOLO

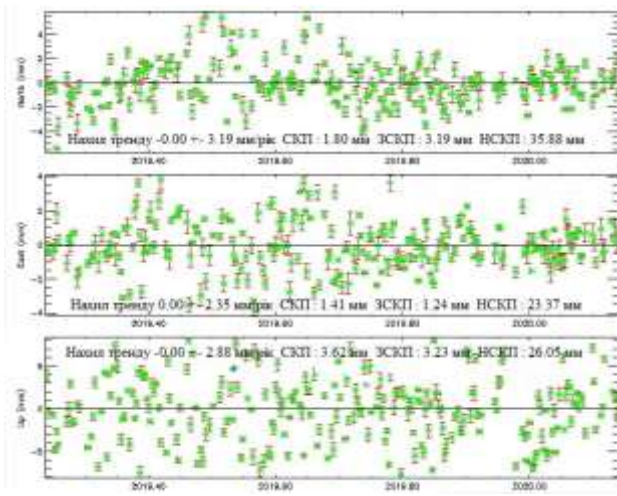


Станція UZHG

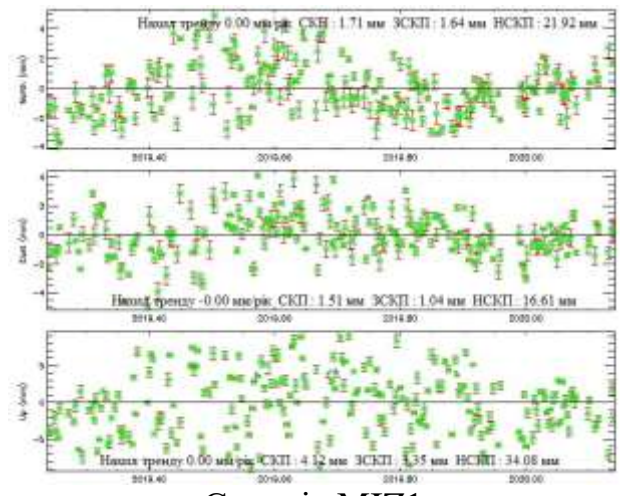


Станція ZHTR

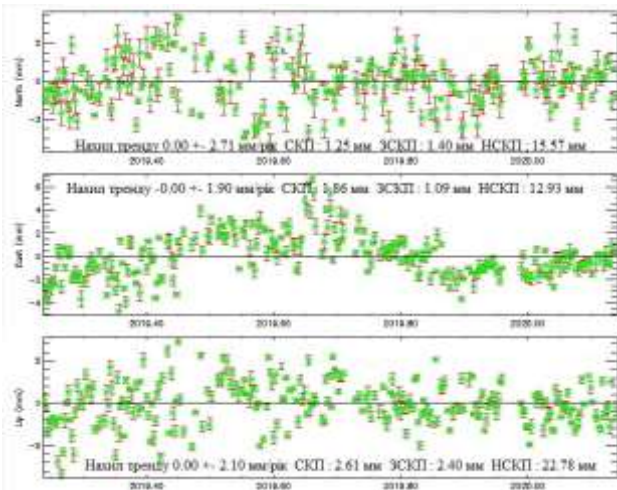
Фільтровані часові серії координат GNSS-станцій мережі ZAKPOS (річний період спостережень) від випадкових компонент та зсувів



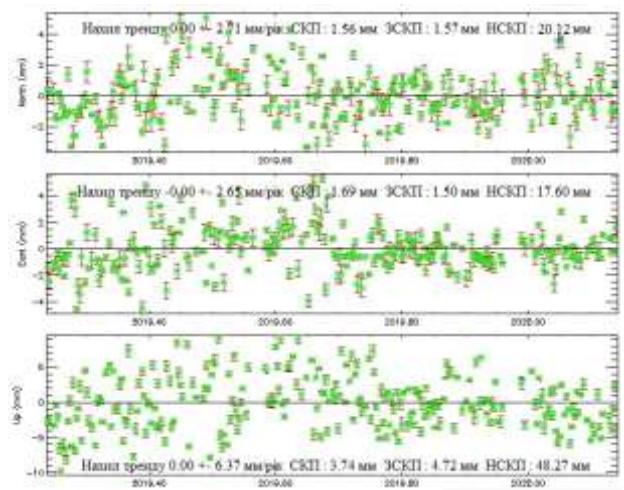
Станція HUS1



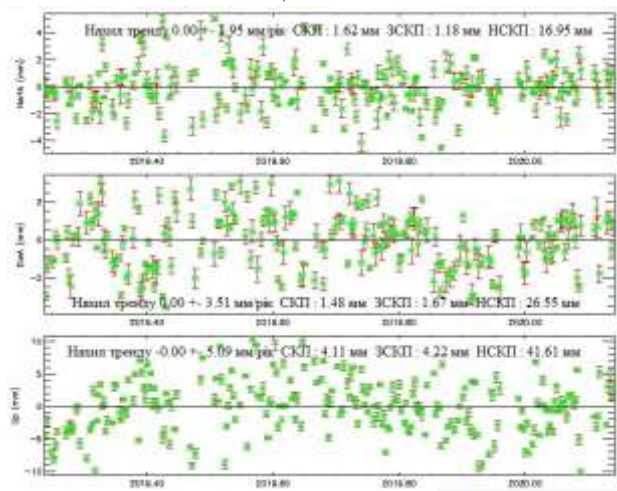
Станція MIZ1



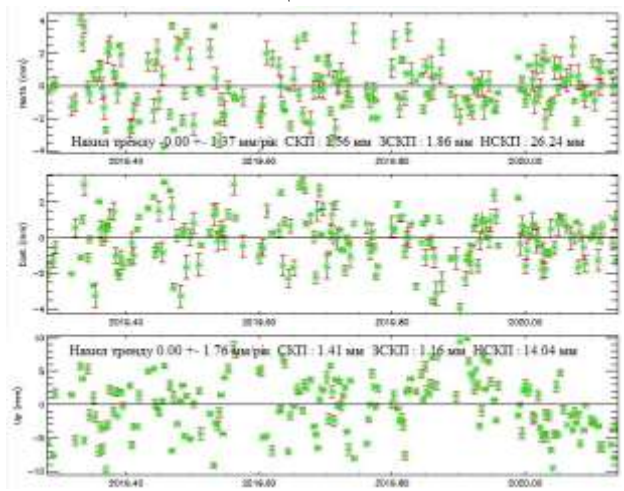
Станція NEMO



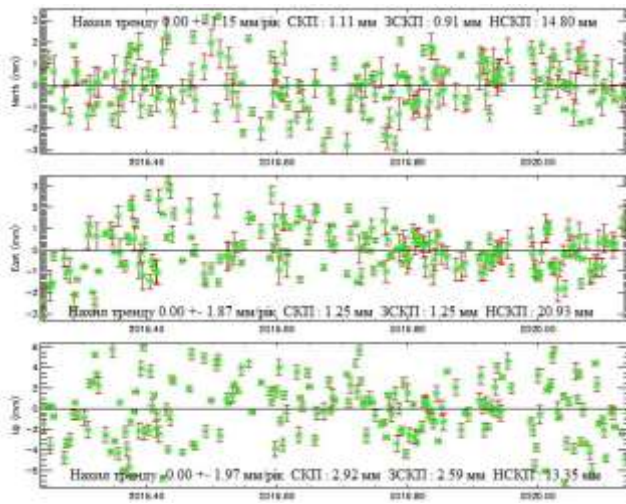
Станція OVRU



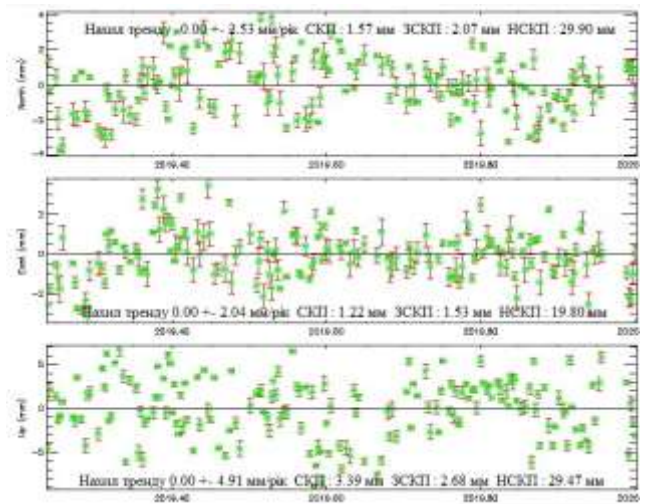
Станція RAH1



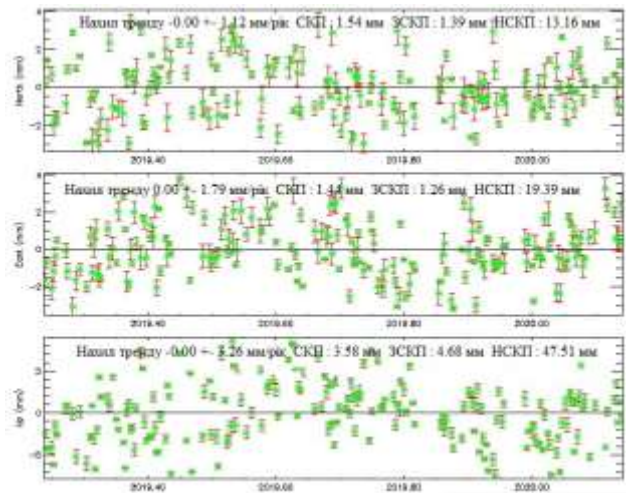
Станція RVNS



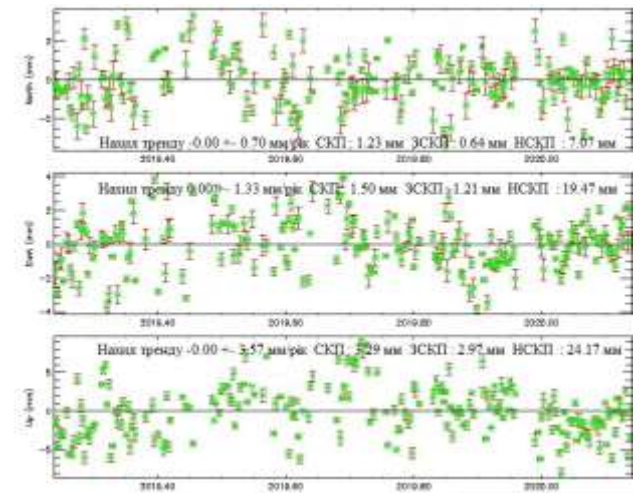
Станція TER2



Станція UZHG

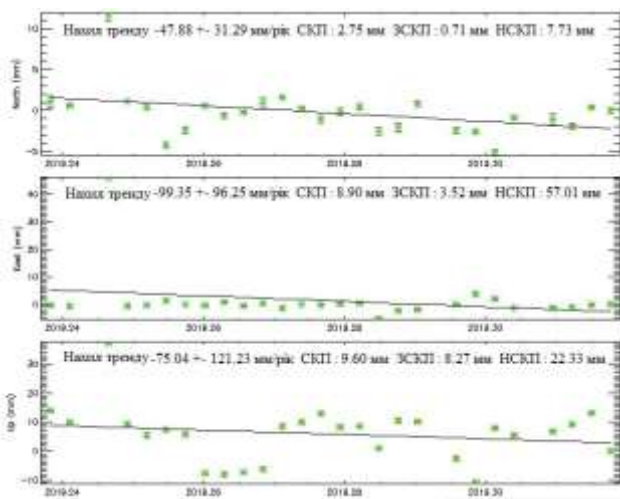


Станція VOLO

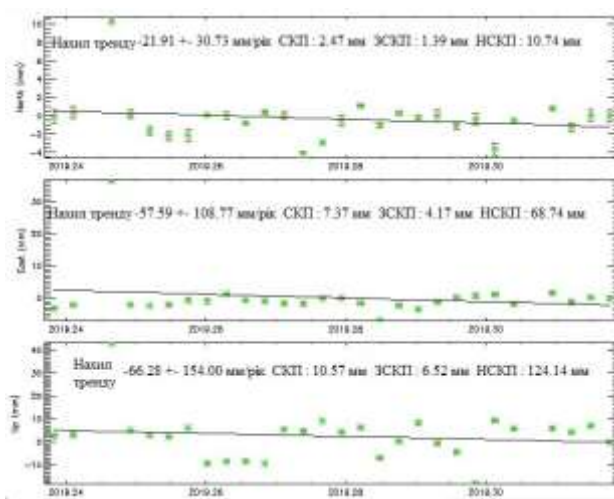


Станція ZHTR

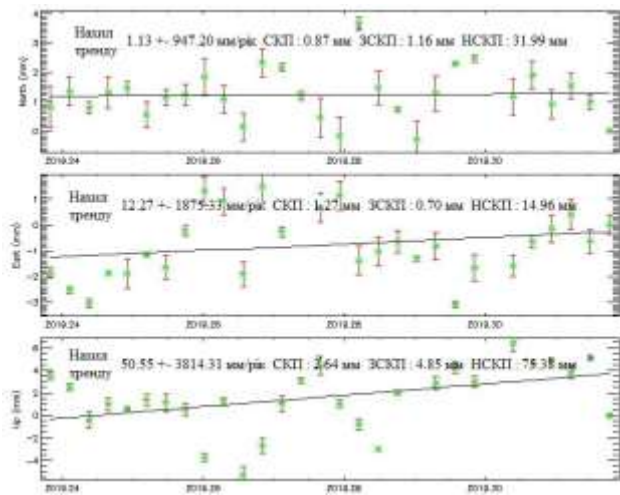
«Сирі» часові серії координат GNSS-станцій мережі ZAKPOS (місячний період спостережень)



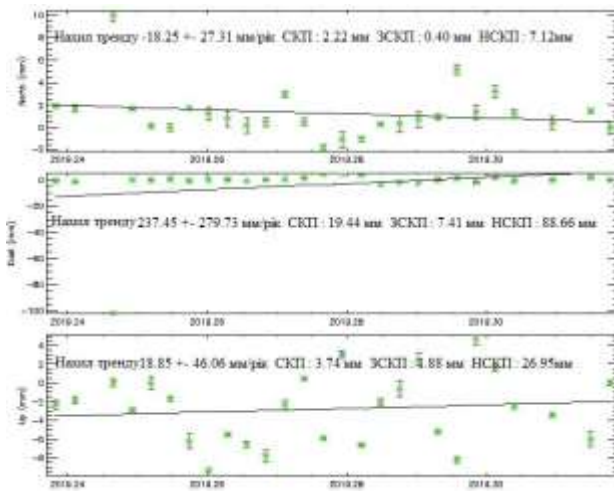
Станція HUS1



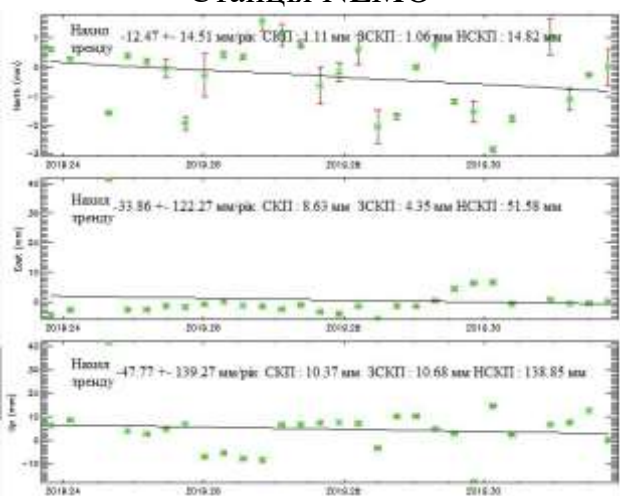
Станція MIZ1



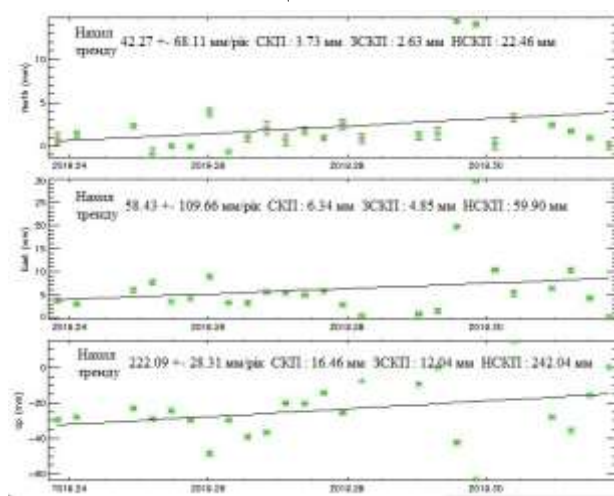
Станція NEMO



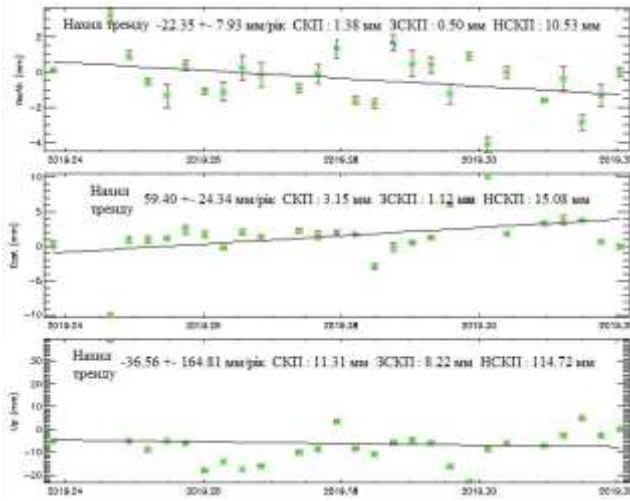
Станція OVRU



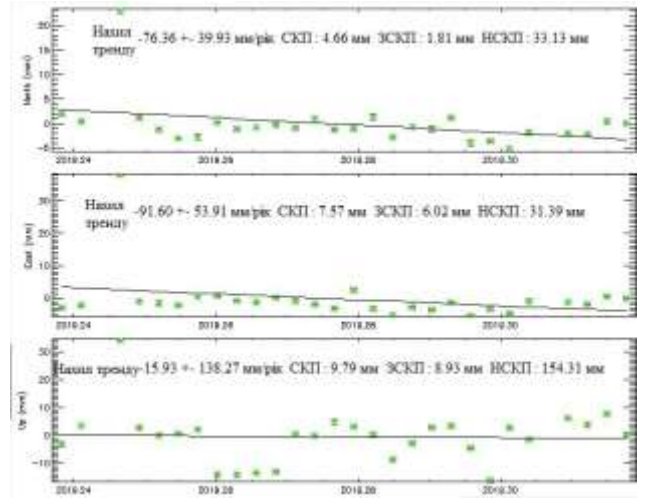
Станція RAH1



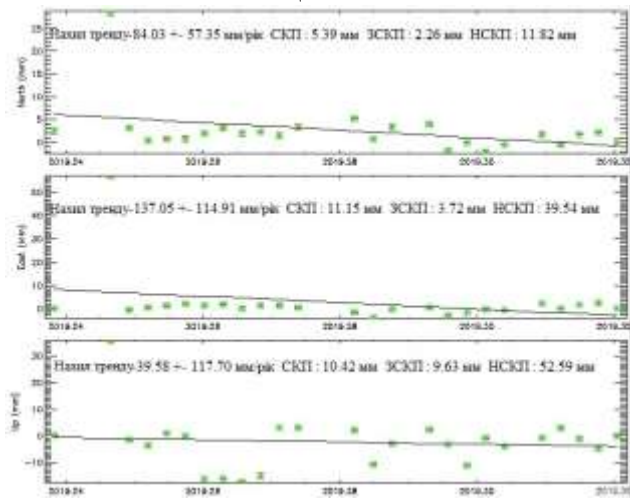
Станція RVNS



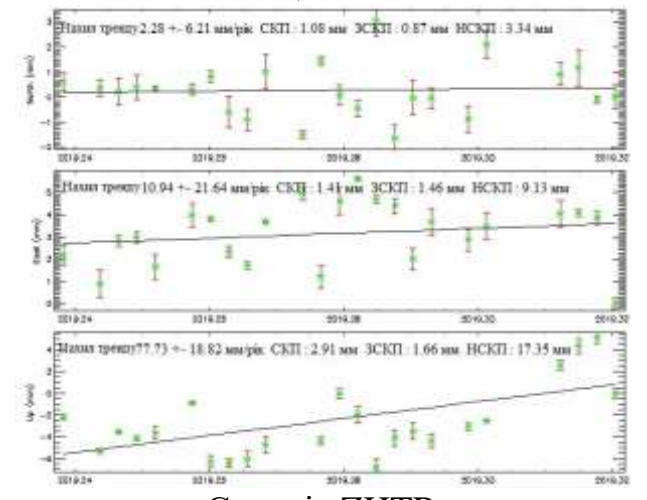
Станція TER2



Станція UZHG

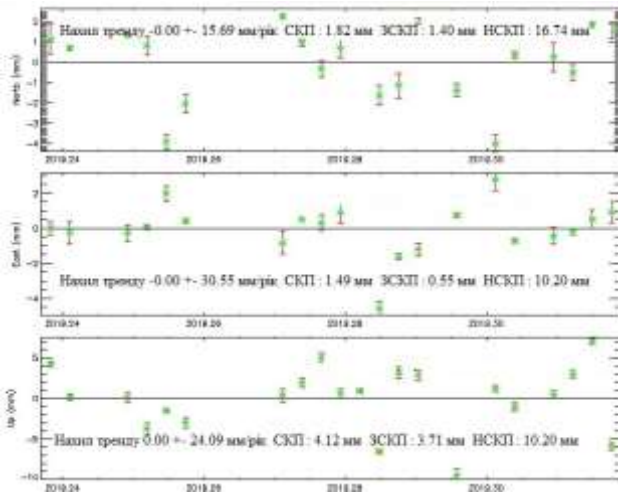


Станція VOLO

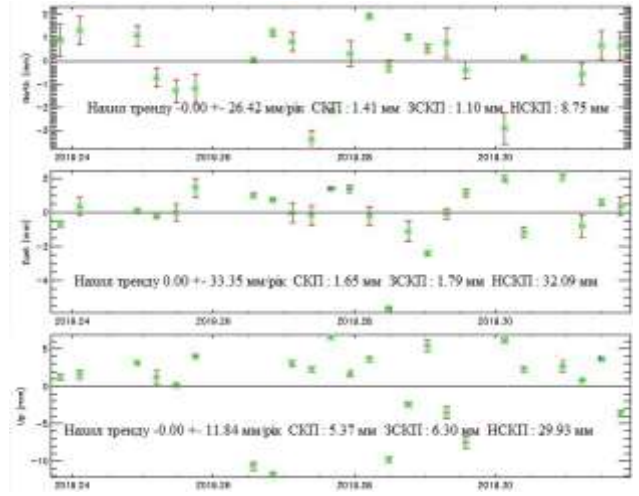


Станція ZHTR

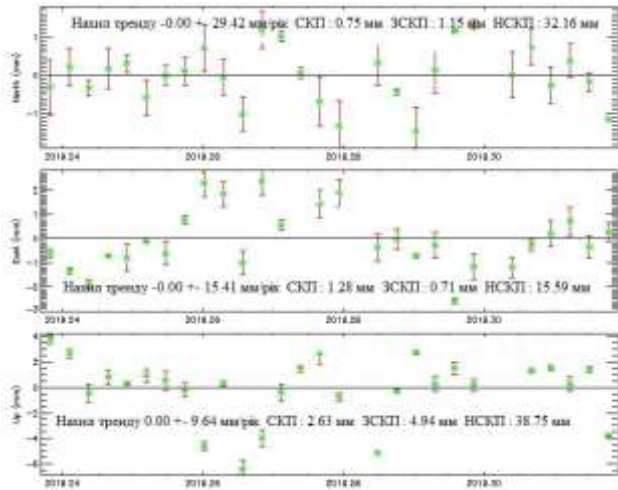
Часові серії координат GNSS-станцій мережі ZAKPOS (місячний період спостережень) без річного тренду



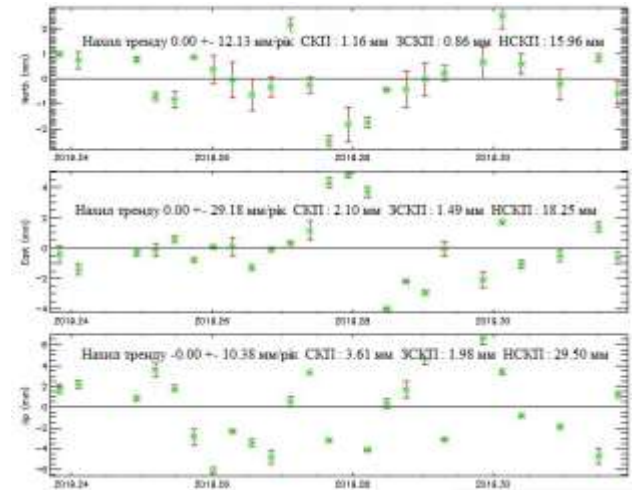
Станція HUS1



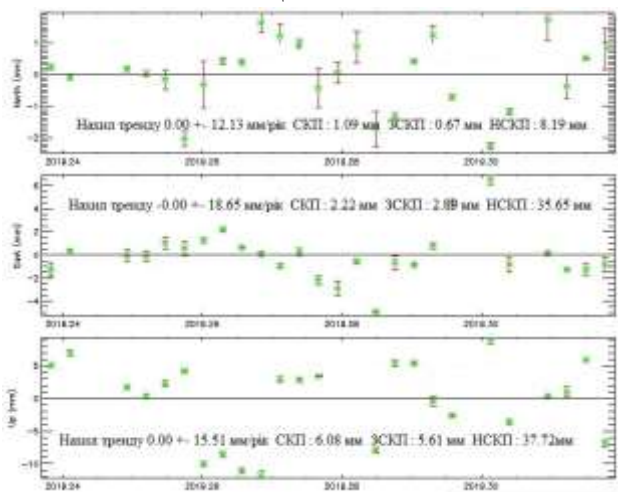
Станція MIZ1



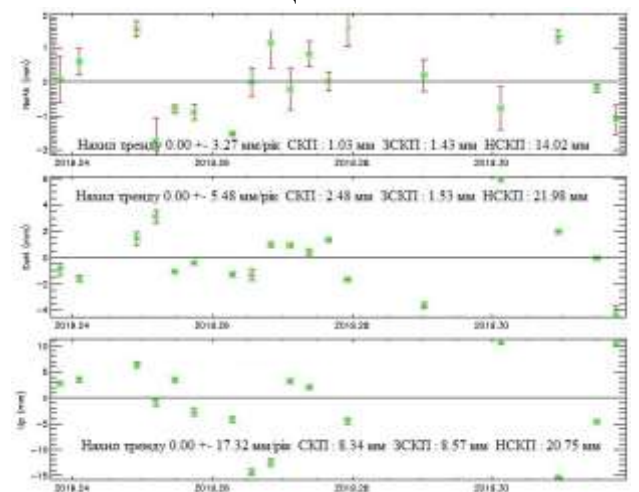
Станція NEMO



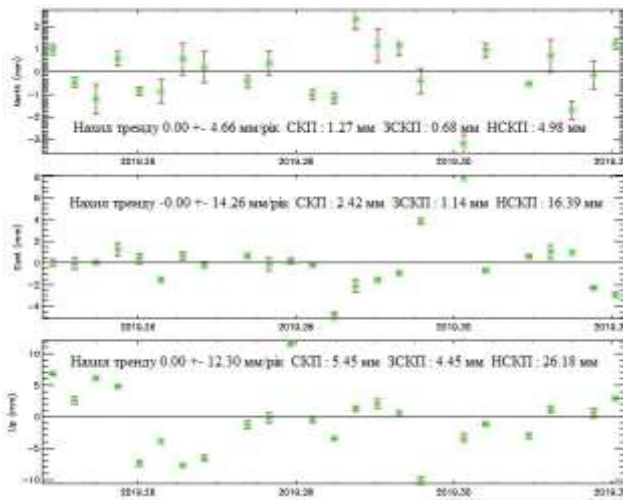
Станція OVRU



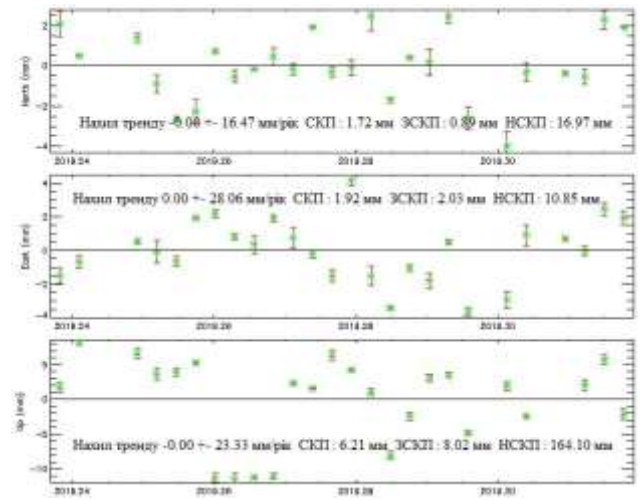
Станція RAH1



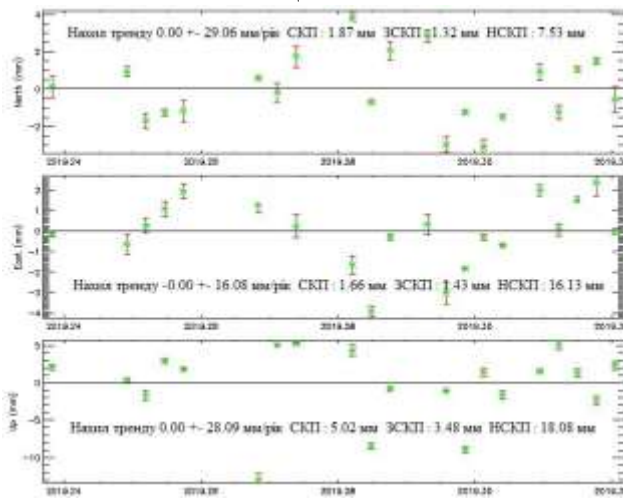
Станція RVNS



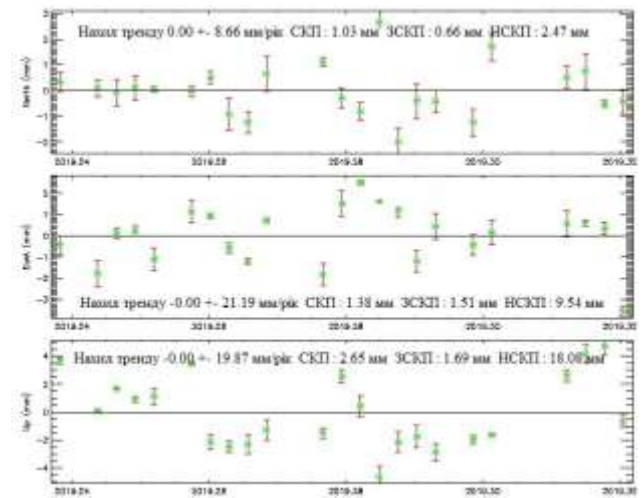
Станція TER2



Станція UZHG

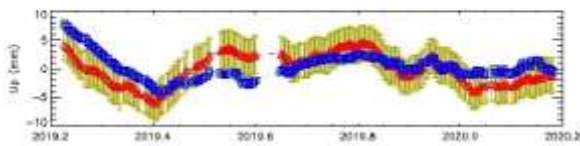
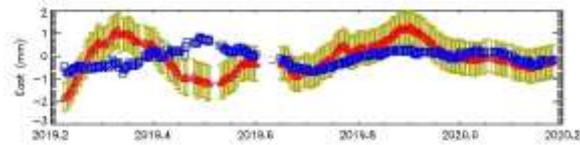
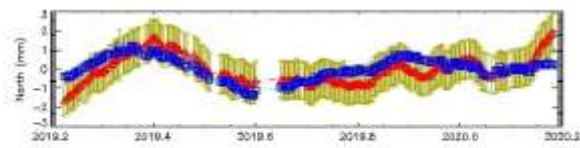


Станція VOLO

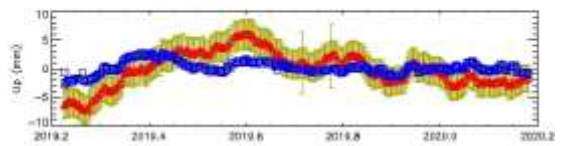
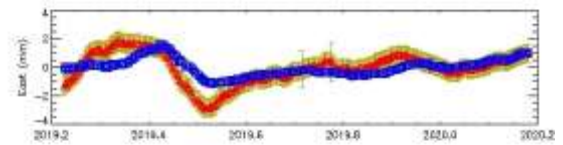
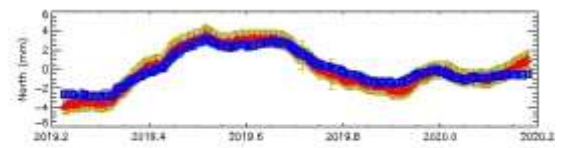


Станція ZHTR

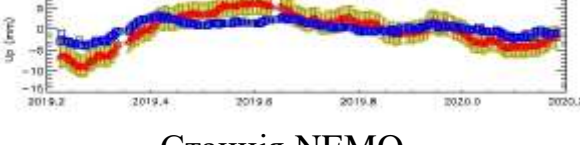
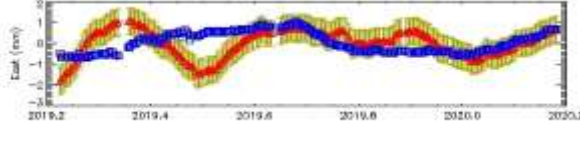
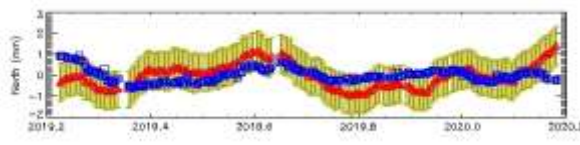
Часові серії координат GNSS-станцій мережі ZAKPOS (річний період спостережень) після фільтрації та оцінки шуму



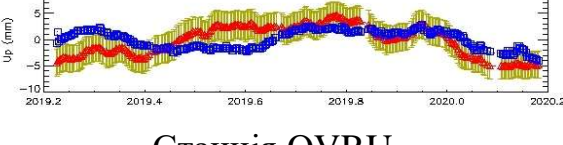
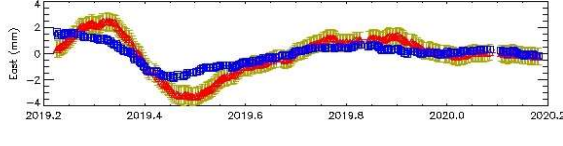
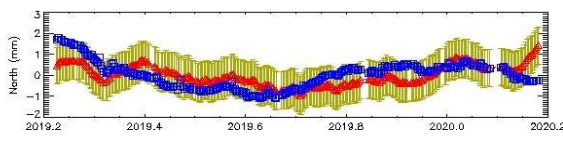
Станція HUS1



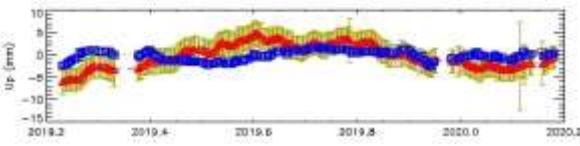
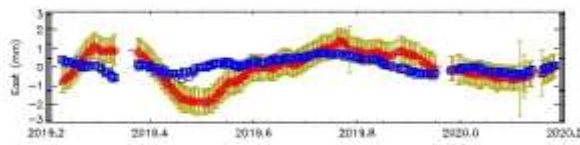
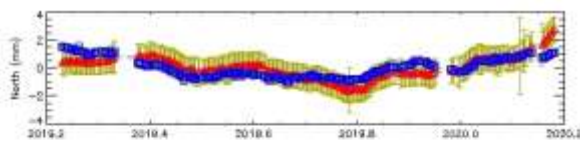
Станція MIZ1



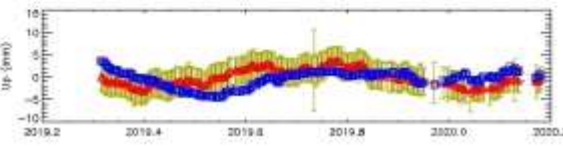
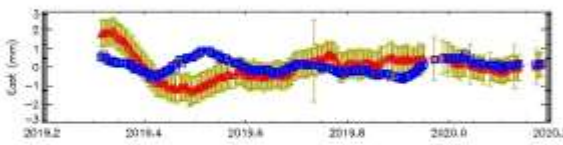
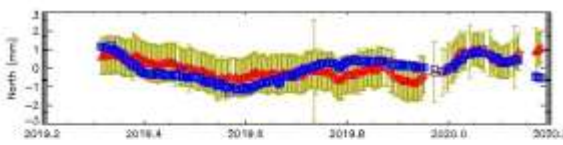
Станція NEMO



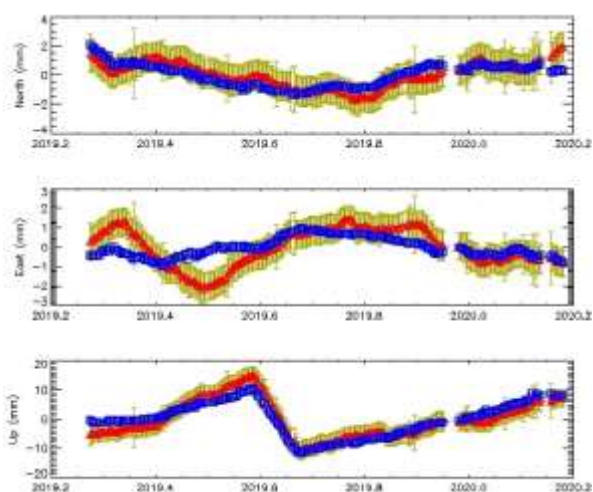
Станція OVRU



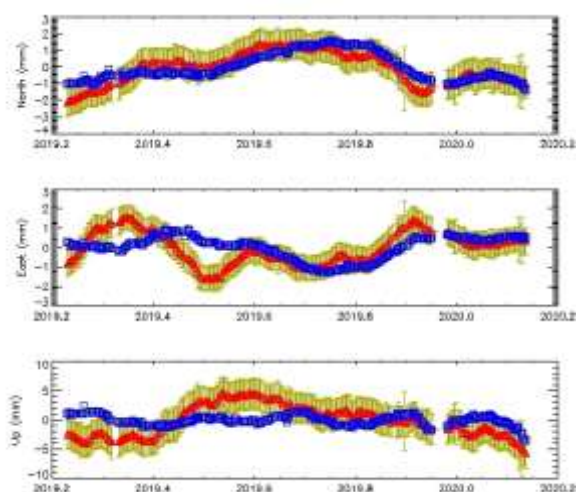
Станція RAN1



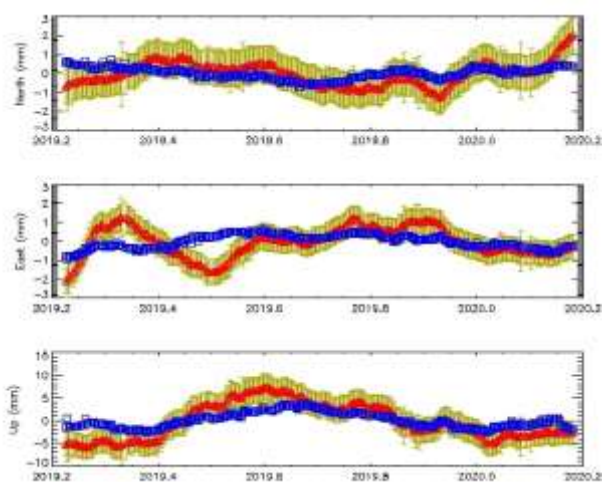
Станція RVNS



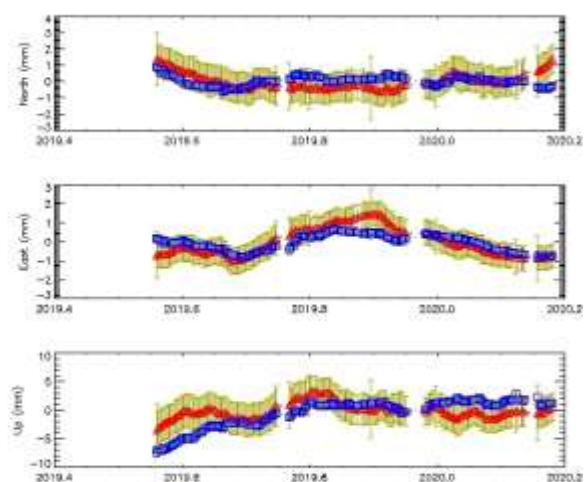
Станція TER2



Станція UZHГ



Станція VOLO



Станція ZHTR

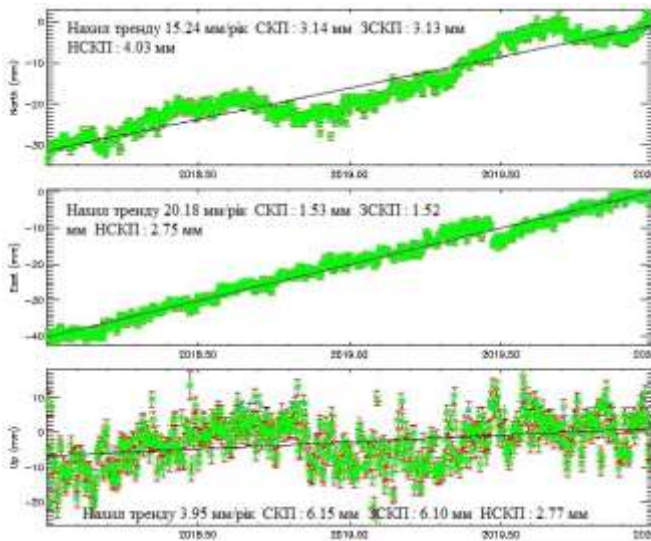
Результатующий файл STAT.MODEL программного пакета iGPS

```

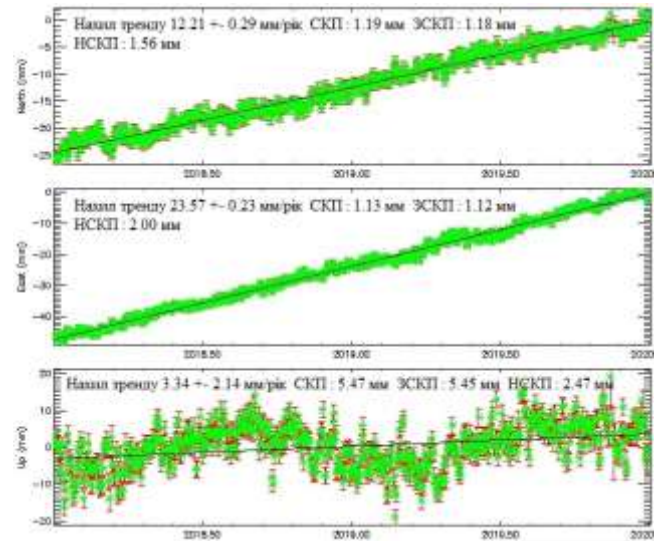
STAT.MODEL - Notepad
File Edit Format View Help
* SRC: E:\Iaa+aiiy\Ani3daiodda\Aehadoda3y\Ideaede+ia +ahdeia\NonClass\time\model\r
* PROG: iGPS:MODEL
*RUN BY: ie @ LAPTOP-96CHGGK8 [Intel64 Family 6 Model 76 Stepping 4, GenuineIntel]
*RUN AT: Microsoft Windows x86_64
*RUN ON: Sat Oct 03 19:45:39 2020 [UTC]
*SITE NEU      RATE      SIGMA.RATE
CANT  N      -0.00000      0.00035      0.00228
CANT  E       0.00000      0.00023      0.00180
CANT  U      -0.00000      0.00089      0.00671
* CANT_VELOCITY -0.00000      0.00000     -0.00000      0.00035      0.00023      0.00089
CTAB  N      -0.00000      0.00052      0.00147
CTAB  E      -0.00000      0.00024      0.00123
CTAB  U       0.00000      0.00096      0.00458
* CTAB_VELOCITY -0.00000     -0.00000      0.00000      0.00052      0.00024      0.00096
RIO1  N       0.00000      0.00047      0.00166
RIO1  E       0.00000      0.00027      0.00155
RIO1  U       0.00000      0.00085      0.00493
* RIO1_VELOCITY  0.00000      0.00000      0.00000      0.00047      0.00027      0.00085
SULD  N      -0.00000      0.00039      0.00125
SULD  E      -0.00000      0.00026      0.00126
SULD  U      -0.00000      0.00079      0.00456
* SULD_VELOCITY -0.00000     -0.00000     -0.00000      0.00039      0.00026      0.00079

```

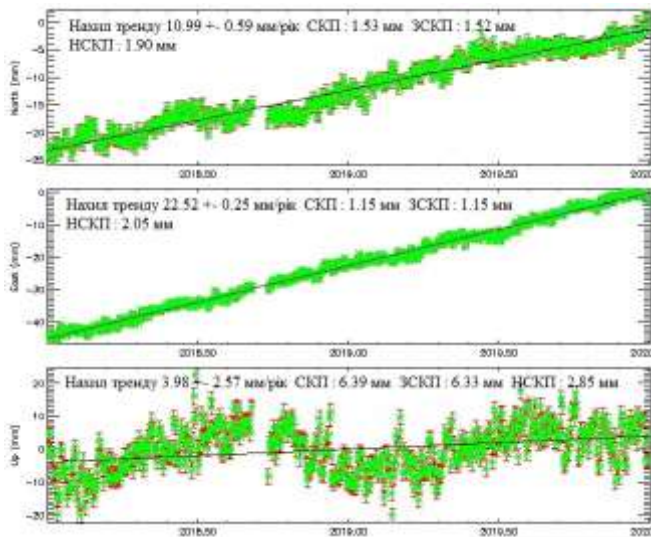

«Сирі» часові серії координат перманентних GNSS-станцій мереж IGS та EPN, які розташовані на території України



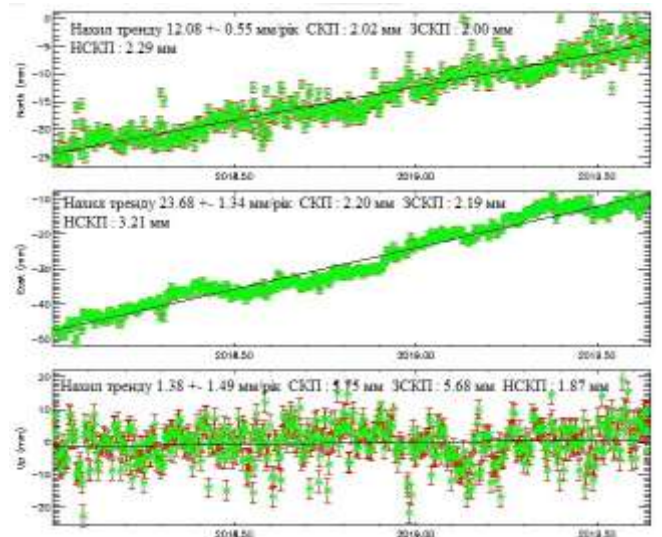
Станція GLSV



Станція MIKL

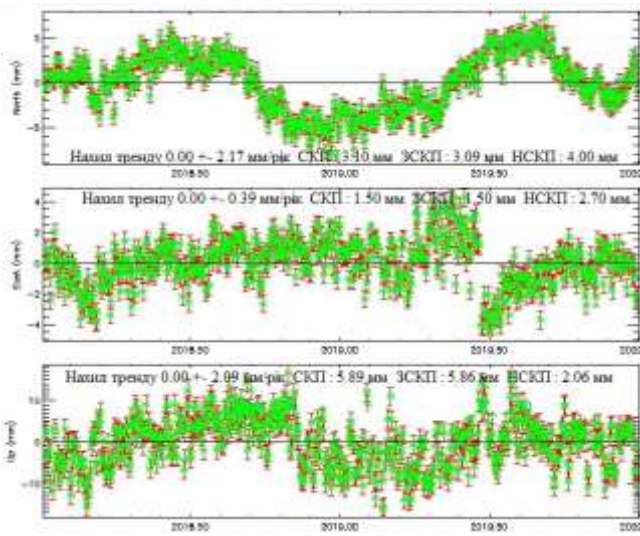


Станція POLV

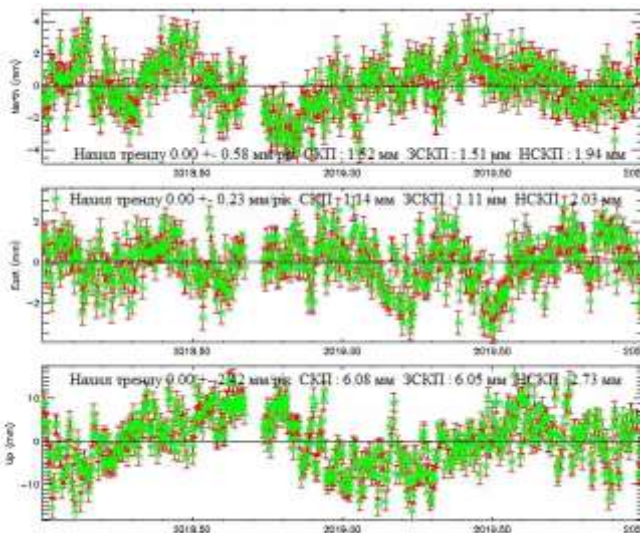


Станція CRAO

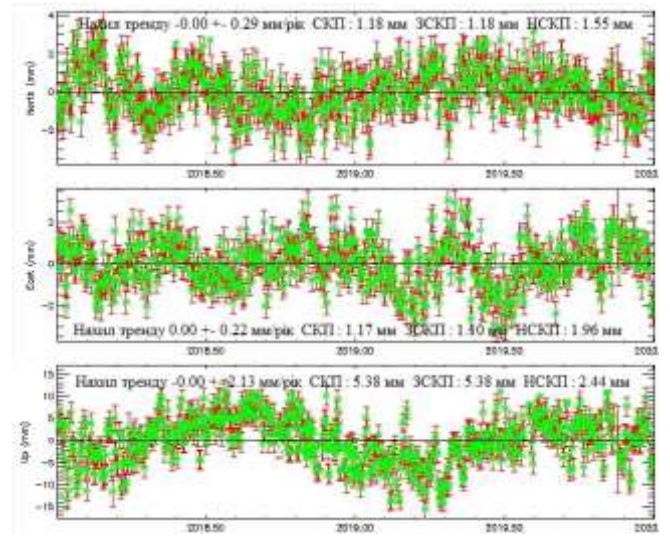
Часові серії координат перманентних GNSS-станцій мереж IGS та EPN, які розташовані на території України після фільтрації



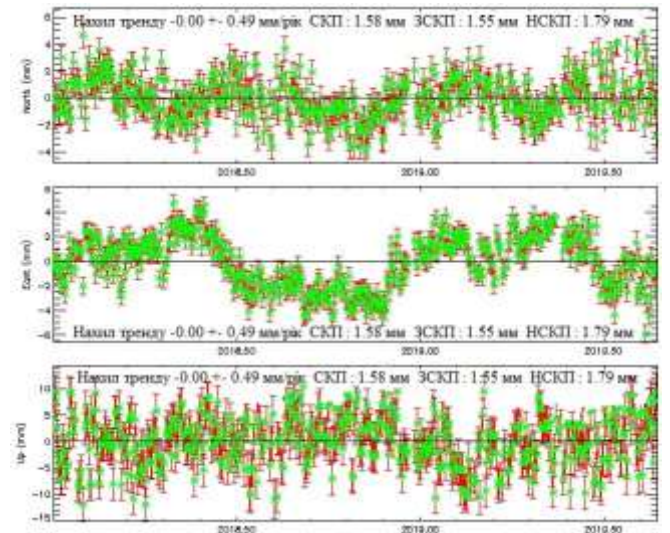
Станція GLSV



Станція POLV

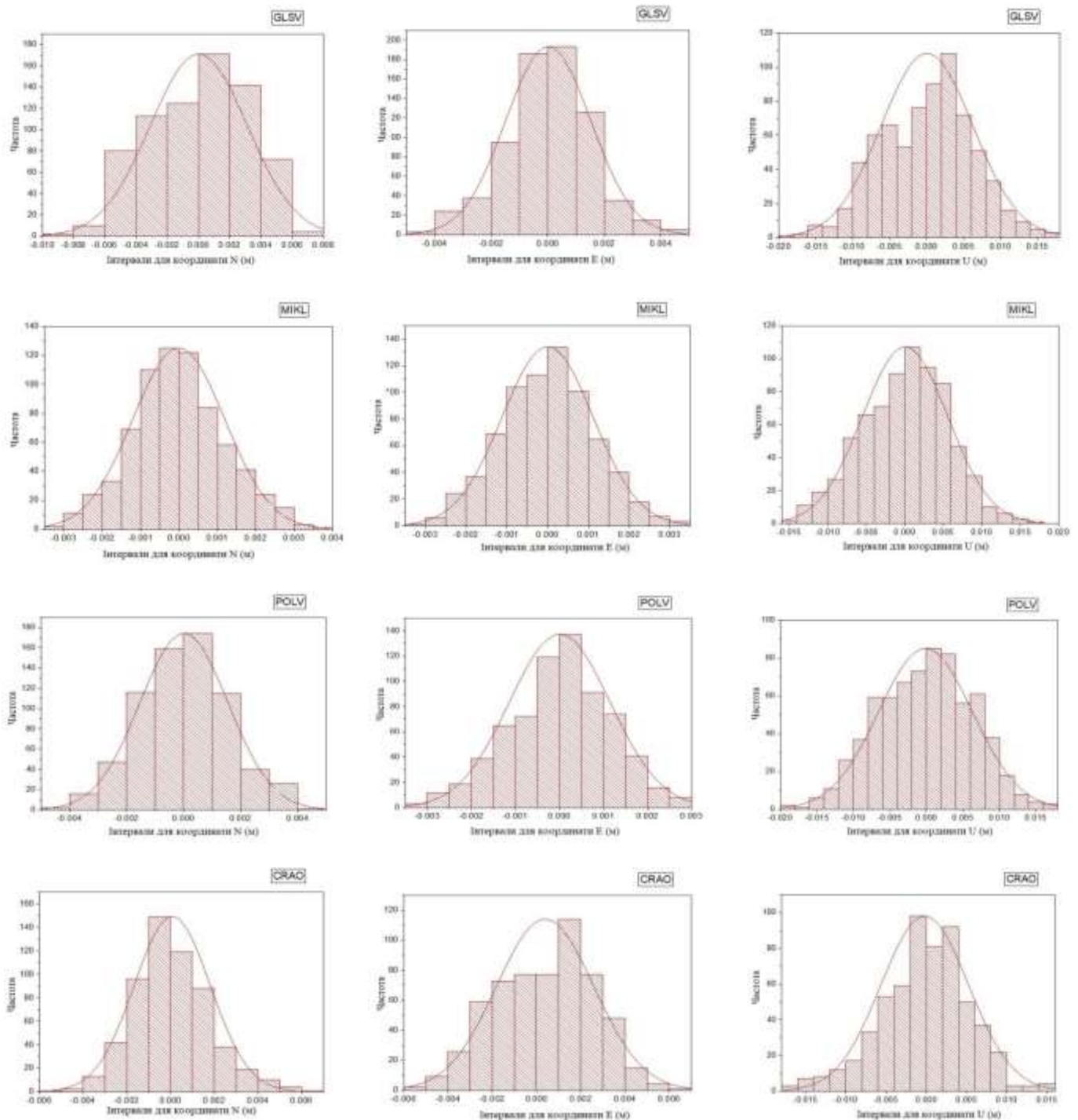


Станція MIKL



Станція CRAO

Гістограми розподілу емпіричних похибок для перманентних GNSS-станцій мереж IGS та EPN, які розташовані на території України



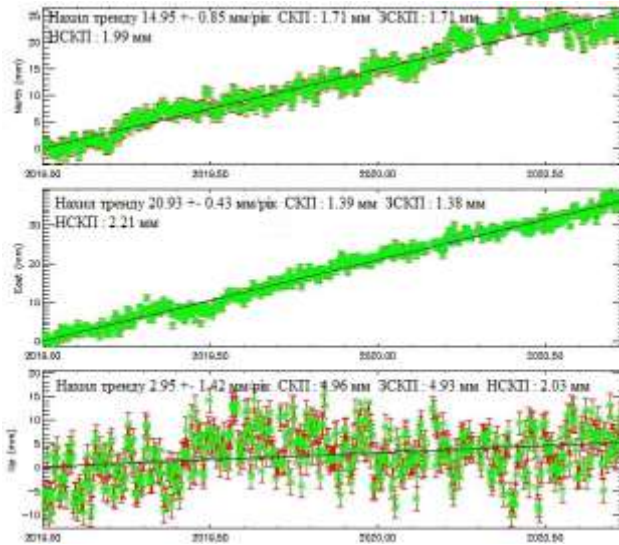
Додаток Є

Залишкові компоненти часових рядів топоцентричних координат досліджуваних станцій

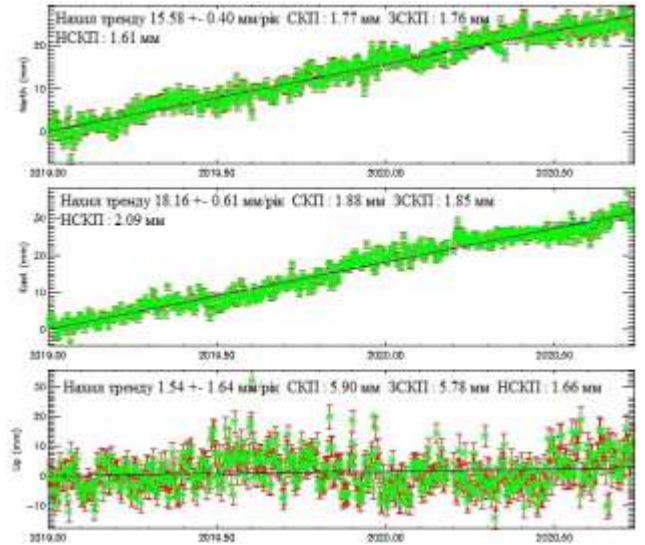
POLV											
N				E				U			
-0.005 - -0.004	2	3.13	-1.13	-0.004 - -0.003	3	3.62	-0.62	-0,020 - -0,015	5	7.38	-2.38
-0.004 - -0.003	16	15.45	0.55	-0.003 - -0.002	31	27.21	3.79	-0,015 - -0,010	41	37.31	3.69
-0.003 - -0.002	47	49.49	-2.49	-0.002 - -0.001	104	106.56	-2.56	-0,010 - -0,005	121	114.28	6.72
-0.002 - -0.001	116	110.87	5.13	-0.001 - 0	191	207.65	-16.62	-0,005 - 0	174	182.56	-8.56
-0.001 - 0	159	163.00	-4.00	0 - 0.001	228	205.67	22.33	0 - 0,005	198	190.91	7.09
0 - 0.001	174	156.18	17.82	0.001 - 0.002	115	107.18	7.82	0,005 - 0,010	124	108.51	15.49
0.001 - 0.002	115	112.75	2.25	0.002 - 0.003	24	28.26	-4.26	0,010 - 0,015	28	35.57	-7.57
0.002 - 0.003	40	53.04	-13.04					0,015 - 0,020	5	6.54	-1.54
0.003 - 0.004	26	16.36	9.64								
0,004 - 0,005	1	3.62	-2.62								
MIKL											
N				E				U			
-0.004 - -0.003	2	5.13	-3.13	-0.004 - -0.003	1	3.32	-2.32	-0,020 - -0,015	2	3.18	-1.18
-0.003 - -0.002	36	32.35	3.65	-0.003 - -0.002	30	27.29	2.71	-0,015 - -0,010	30	26.14	3.86
-0.002 - -0.001	101	115.02	-14.02	-0.002 - -0.001	106	109.89	-3.89	-0,010 - -0,005	108	109.24	-1.24
-0.001 - 0	235	208.01	26.99	-0.001 - 0	217	220.28	-3.28	-0,005 - 0	199	222.23	-23.23
0 - 0.001	206	210.10	-4.10	0 - 0.001	235	218.26	16.74	0 - 0,005	252	222.23	29.77
0.001 - 0.002	99	112.92	-13.92	0.001 - 0.002	105	111.26	-6.26	0,005 - 0,010	111	109.24	1.76
0.002 - 0.003	39	32.35	6.65	0.002 - 0.003	25	27.94	-2.94	0,010 - 0,015	18	26.14	-8.14
0.003 - 0.004	4	5.13	-1.13	0.003 - 0.004	3	3.32	-0.32	0,015 - 0,020	2	3.18	-1.18

GLSV											
N				E				U			
-0.010 - -0.008	2	3.45	-1.45	-0,005 - -0,004	3	2.45	0.56	-0.020 - -0.015	7	6.04	0.96
-0.008 - -0.006	10	16.68	-6.68	-0.004 - -0.003	24	14.24	9.76	-0.015 - -0.010	26	34.51	-8.51
-0.006 - -0.004	80	52.70	27.30	-0.003 - -0.002	37	48.82	-11.82	-0.010 - -0.005	137	111.30	25.70
-0.004--0.002	113	114.40	-1.39	-0.002 - -0.001	95	114.75	-19.75	-0.005 – 0	162	204.27	-42.27
-0.002 -0	125	168.89	-43.89	-0.001 – 0	186	172.99	13.01	0 – 0.005	231	198.01	32.99
0 – 0.002	171	161.85	9.15	0 – 0.001	193	163.72	29.28	0.005 – 0.010	123	115.90	7.10
0.002 – 0.004	142	117.49	24.52	0.001 – 0.002	126	119.21	6.79	0.010 – 0.015	28	35.81	-7.81
0.004 – 0.006	72	55.65	16.35	0.002 – 0.003	35	51.98	-16.98	0.015 – 0.020	5	6.40	-1.40
0.006 – 0.008	4	17.18	-13.18	0.003 – 0.004	15	15.46	-0.46				
				0.004 – 0.005	5	2.88	2.12				
CRAO											
N				E				U			
-0.006 - -0.004	3	7.51	-4.51	-0.006 - -0.004	11	16.99	-5.99	-0.020 - -0.015	4	2.27	1.73
-0.004--0.002	55	68.79	-13.79	-0.004--0.002	85	74.61	10.39	-0.015 - -0.010	26	21.42	4.58
-0.002 -0	245	207.54	37.46	-0.002 -0	150	162.55	-12.55	-0.010 - -0.005	71	91.26	-20.26
0 – 0.002	207	201.20	5.80	0 – 0.002	191	113.67	77.34	-0.005 – 0	189	166.63	22.37
0.002 – 0.004	57	73.86	-16.86	0.002 – 0.004	125	106.68	18.32	0 – 0.005	198	180.65	17.35
0.004 – 0.006	14	8.56	5.45	0.004 – 0.006	19	30.90	-11.90	0.005 – 0.010	84	81.48	2.52
0.006 – 0.008	1	0.41	0.59	0.006 – 0.008	1	3.55	-2.55	0.010 – 0.015	9	17.64	-8.64
								0.015 – 0.020	1	1.80	-0.80

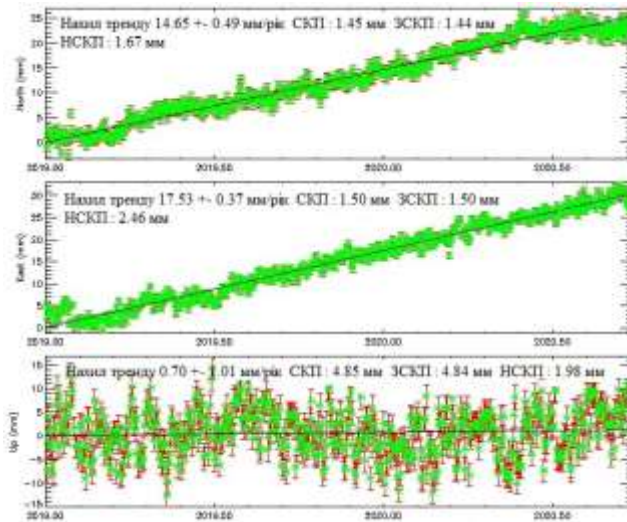
«Сирі» часові серії координат перманентних станцій Європи (клас С0)



Станція СТАВ

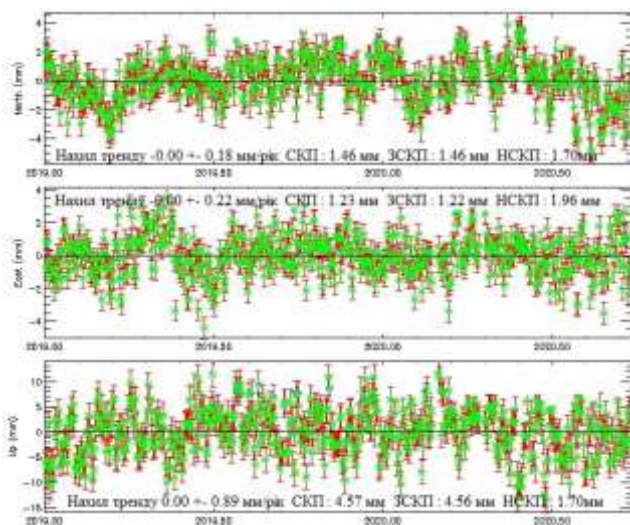


Станція RIO1

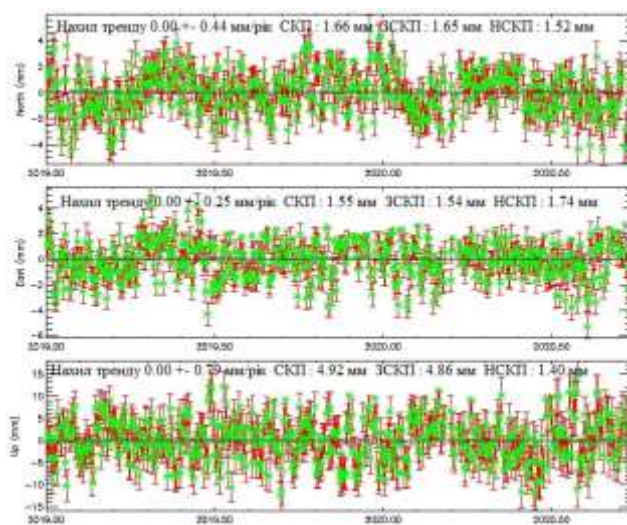


Станція SULD

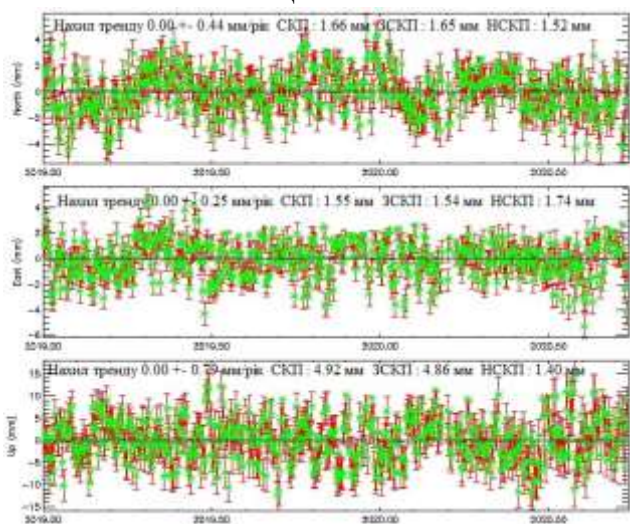
Часові серії координат перманентних станцій Європи (клас C0) після фільтрації



Станція СТАВ

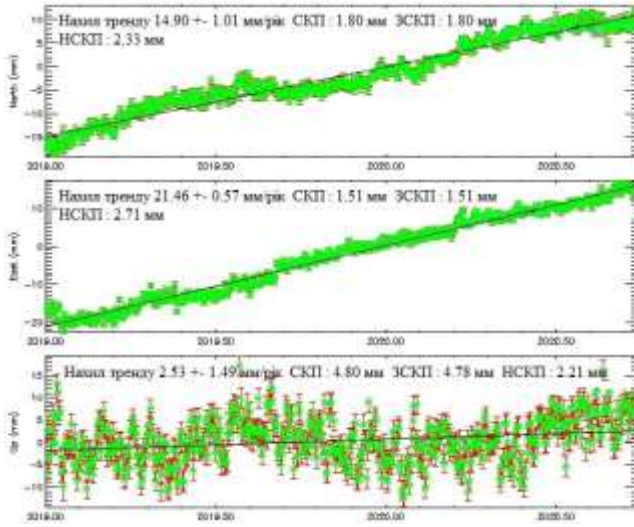


Станція RIO1

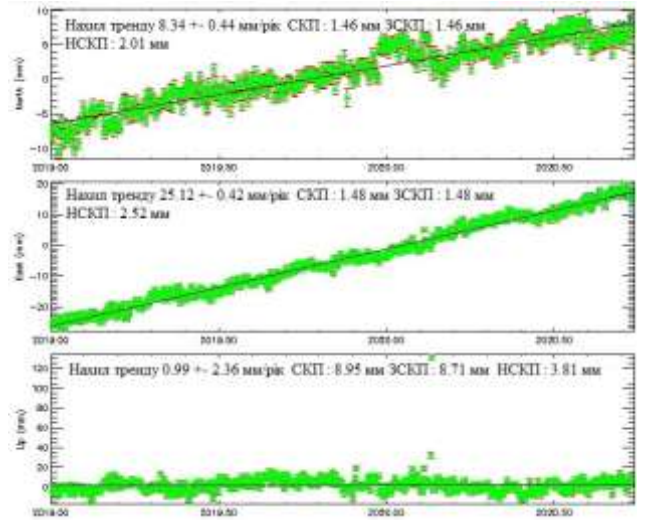


Станція SULD

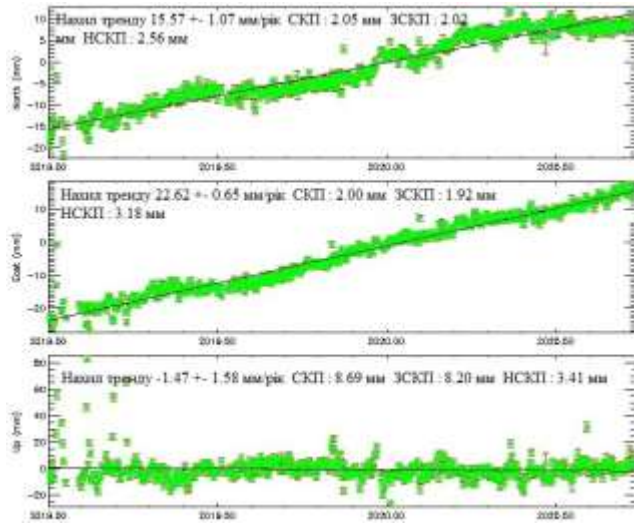
«Сирі» часові серії координат перманентних станцій Європи (клас С6)



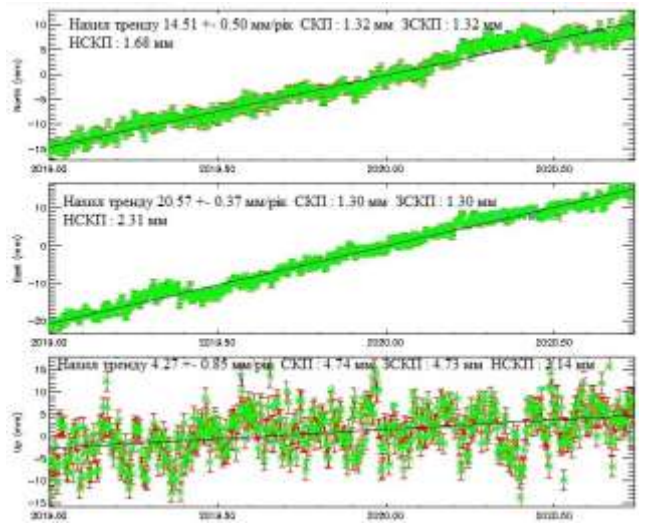
Станція FFMJ



Станція ORID

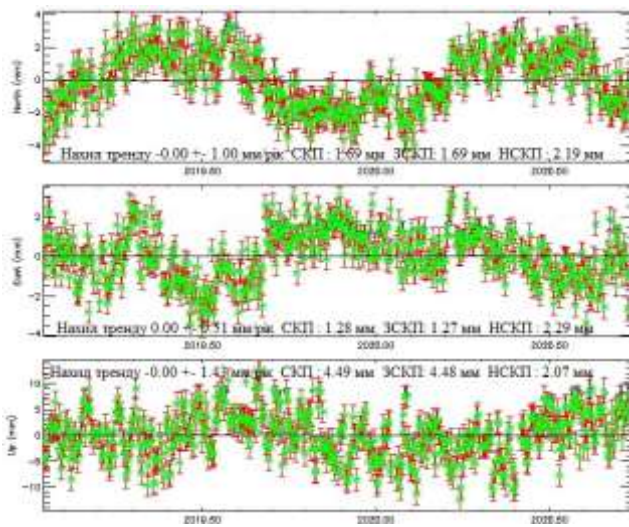


Станція SRJV

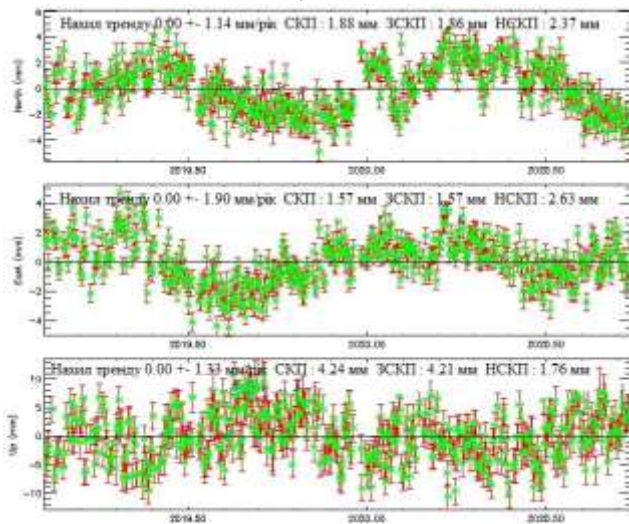


Станція WROC

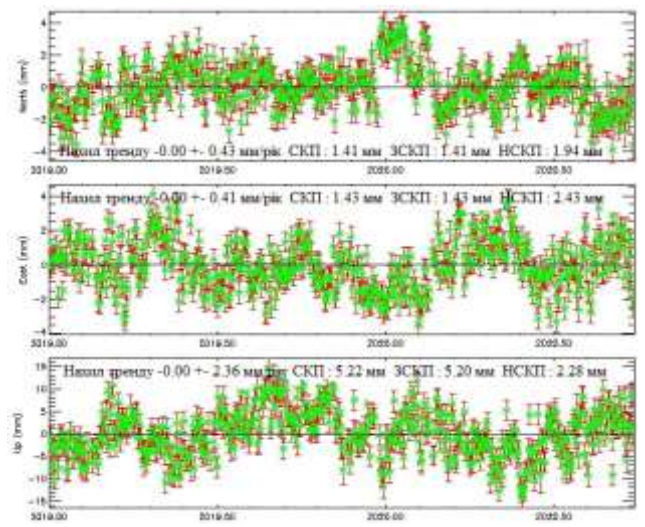
Часові серії координат перманентних станцій Європи (клас С6) після фільтрації



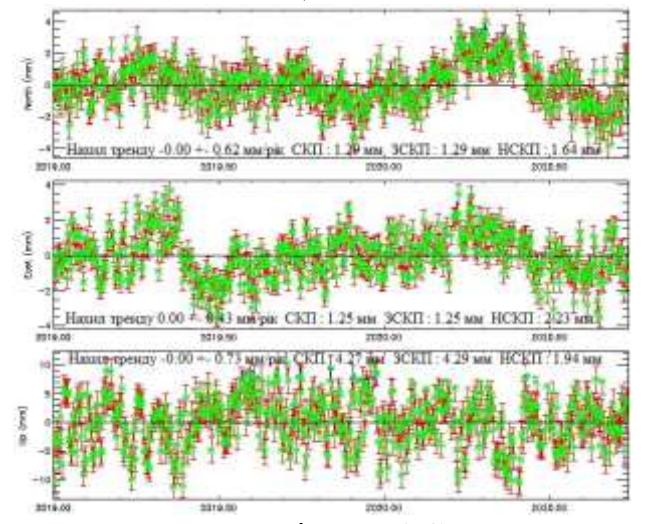
Станція FFMJ



Станція SRJV

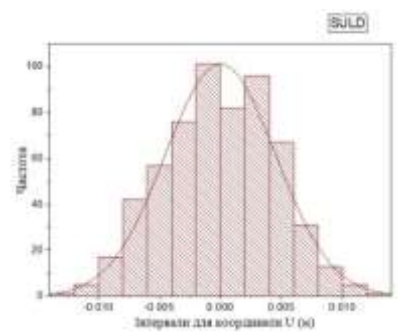
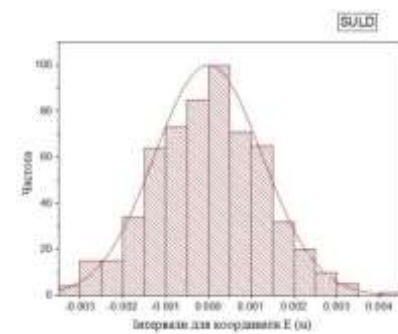
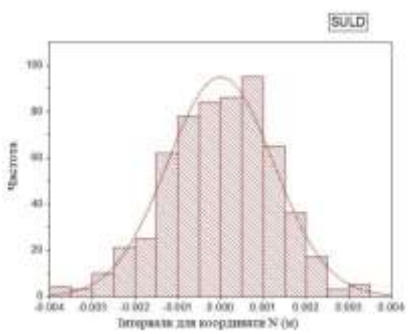
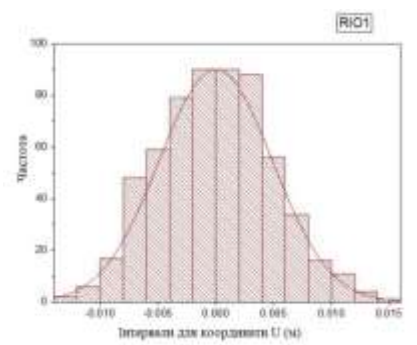
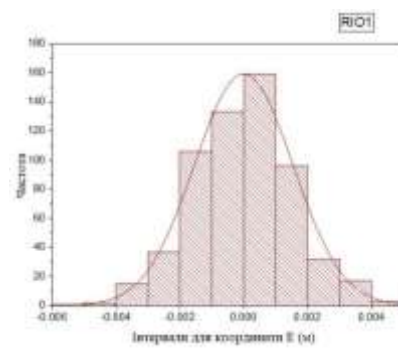
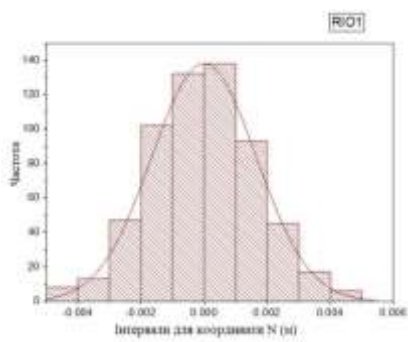
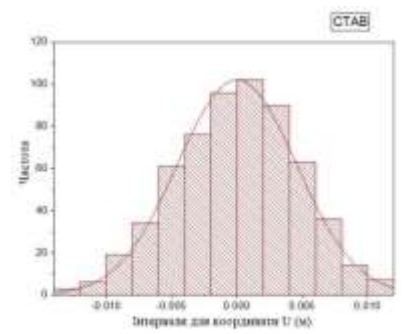
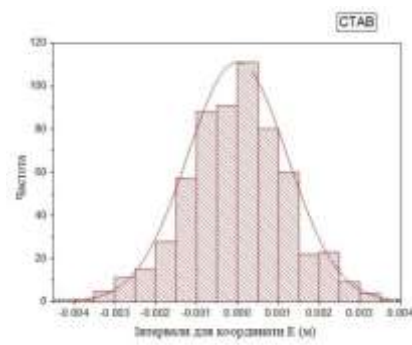
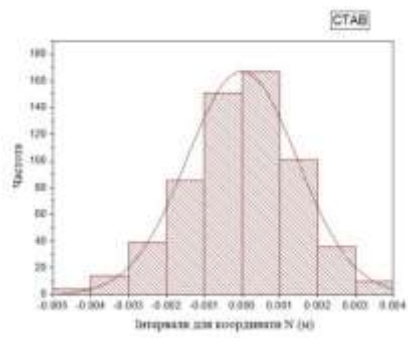


Станція ORID

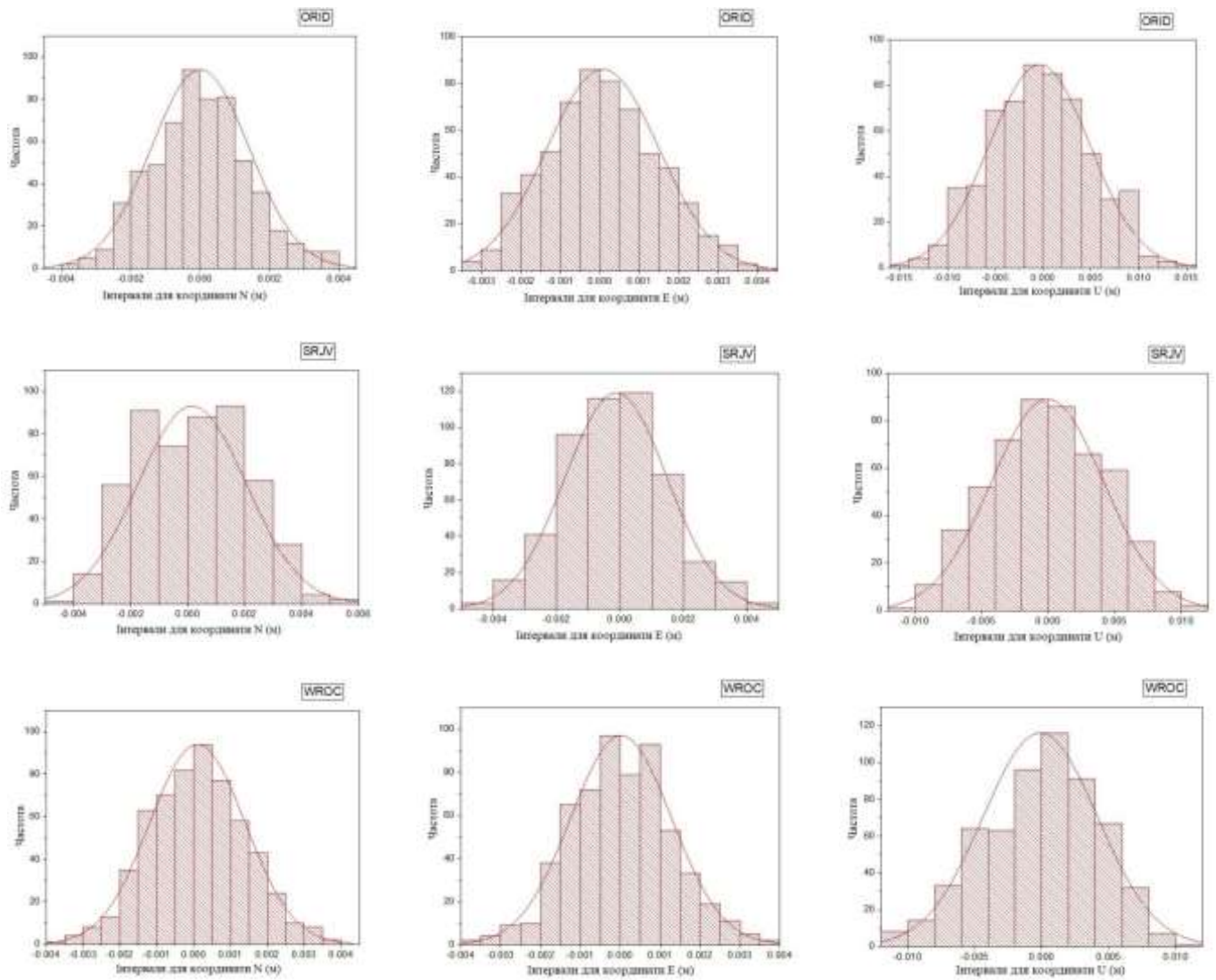


Станція WR0C

Гістограми розподілу емпіричних похибок для
перманентних Європи (клас C0)



Гістограми розподілу емпіричних похибок для
перманентних Європи (клас C0)



ДОДАТОК 3.1

Залишкові компоненти часових рядів топоцентричних координат перманентних GNSS-станцій
категорії C0

СТАВ											
N				E				U			
-0.005 - -0.004	4	2.79	1.21	-0.004 - -0.003	7	4.86	2.14	-0.015 - -0.010	9	11.53	-2.53
-0.004 - -0.003	14	10.20	3.80	-0.003 - -0.002	26	28.65	-2.65	-0.010 - -0.005	85	81.46	3.54
-0.003 - -0.002	39	41.52	-2.52	-0.002 - -0.001	85	94.69	-9.69	-0.005 - 0	201	207.66	-6.65
-0.002 - -0.001	85	99.85	-14.85	-0.001 - 0	179	172.45	6.55	0 - 0.005	233	211.90	21.09
-0.001 - 0	151	146.53	4.47	0 - 0.001	191	168.93	22.07	0.005 - 0.010	72	78.30	-6.30
0 - 0.001	167	150.35	16.65	0.001 - 0.002	82	96.09	-14.09	0.010 - 0.015	7	10.44	-3.44
0.001 - 0.002	101	96.99	4.00	0.002 - 0.003	32	30.53	1.47				
0.002 - 0.003	36	41.15	-5.15	0.003 - 0.004	5	5.10	-0.10				
0.003 - 0.004	10	10.44	-0.44								
RI01											
N				E				U			
-0.006 - -0.004	8	7.33	0.67	-0.006 - -0.004	3	3.67	-0.67	-0.015 - -0.010	8	14.66	-6.66
-0.004 - -0.002	60	72.72	-12.72	-0.004 - -0.002	52	59.74	-7.74	-0.010 - -0.005	93	84.02	8.98
-0.002 - 0	234	217.86	16.14	-0.002 - 0	239	234.63	4.37	-0.005 - 0	200	200.73	-0.73
0 - 0.002	231	220.45	10.55	0 - 0.002	255	233.49	21.51	0 - 0.005	205	200.73	4.27
0.002 - 0.004	62	70.49	-8.50	0.002 - 0.004	49	60.64	-11.64	0.005 - 0.010	79	84.02	-5.02
0.004 - 0.006	6	6.97	-0.97	0.004 - 0.006	3	3.91	-0.91	0.010 - 0.015	16	14.66	1.34

SULD											
N				E				U			
-0.004 - -0.003	7	5.29	1.71	-0.004 - -0.003	4	5.58	-1.58	-0.015 - -0.010	6	10.93	-4.93
-0.003 - -0.002	31	29.58	1.42	-0.003 - -0.002	30	30.35	-0.35	-0.010 - -0.005	90	81.08	8.92
-0.002 - -0.001	87	94.03	-7.03	-0.002 - -0.001	98	92.60	5.40	-0.005 - 0	203	194.71	8.29
-0.001 - 0	162	165.31	-3.31	-0.001 - 0	158	162.93	-4.93	0 - 0.005	217	204.28	12.72
0 - 0.001	181	167.03	13.97	0 - 0.001	171	155.81	15.19	0.005 - 0.010	72	73.12	-1.12
0.001 - 0.002	101	93.02	7.98	0.001 - 0.002	97	96.97	0.24	0.010 - 0.015	6	9.68	-3.68
0.002 - 0.003	20	29.17	-9.17	0.002 - 0.003	30	32.61	-2.61				
0.003 - 0.004	5	4.99	0.01	0.003 - 0.004	5	6.30	-1.30				
				0.004 - 0.005	1	0.71	0.29				

ДОДАТОК 3.2

**Залишкові компоненти часових рядів топоцентричних координат перманентних GNSS-станцій
категорії С6**

ORID											
N				E				U			
-0.004 - -0.002	47	53.61	-6.61	-0.004 - -0.003	4	8.09	-4.09	-0.015 - -0.010	15	19.29	-4.29
-0.002-0	258	241.16	16.84	-0.003 - -0.002	42	36.42	5.58	-0.010 - -0.005	101	94.10	6.90
0-0.002	248	235.54	12.47	-0.002 - -0.001	92	92.79	-0.79	-0.005 – 0	201	167.66	33.34
0.002-0.004	46	49.13	-3.13	-0.001 – 0	158	148.19	9.81	0 – 0.005	188	189.22	-1.22
				0 – 0.001	150	131.18	18.82	0.005 – 0.010	85	78.23	6.77
				0.001 – 0.002	94	100.45	-6.45	0.010 – 0.015	5	14.20	-5.20
				0.002 – 0.003	44	42.95	1.05				
				0.003 – 0.004	15	10.90	4.10				
SRJV											
N				E				U			
-0.006 - -0.004	1	8.30	-7.30	-0.006 - -0.004	3	5.60	-2.60	-0.015 - -0.010	1	6.21	-5.21
-0.004 - -0.002	71	59.30	10.70	-0.004 - -0.002	57	63.32	-6.32	-0.010 - -0.005	66	61.59	4.41
-0.002 - 0	165	168.28	-3.28	-0.002 - 0	212	169.19	42.81	-0.005 – 0	192	184.51	7.49
0 - 0.002	181	146.54	34.46	0 – 0.002	193	185.43	7.57	0 – 0.005	184	186.70	-2.70
0.002 – 0.004	86	76.35	9.65	0.002 – 0.004	41	49.12	-8.12	0.005 – 0.010	64	59.71	4.29
0.004 – 0.006	6	12.57	-6.57	0.004 – 0.006	3	3.61	-0.61	0.010 – 0.015	2	5.90	-3.90

WROC											
N				E				U			
-0.004 - -0.003	5	3.26	1.74	-0.004 - -0.003	6	4.97	1.03	-0.015 - -0.010	8	8.70	-0.70
-0.003 - -0.002	21	28.83	-7.83	-0.003 - -0.002	19	29.07	-10.07	-0.010 - -0.005	82	75.12	6.88
-0.002 - -0.001	98	86.85	11.15	-0.002 - -0.001	103	92.71	10.29	-0.005 - 0	188	207.02	-19.02
-0.001 - 0	152	155.10	-3.10	-0.001 - 0	169	166.47	2.53	0 - 0.005	244	210.93	33.07
0 - 0.001	171	126.39	44.61	0 - 0.001	172	163.04	8.96	0.005 - 0.010	69	71.69	-2.69
0.001 - 0.002	101	102.89	-1.89	0.001 - 0.002	86	94.72	-8.72	0.010 - 0.015	1	8.23	-7.23
0.002 - 0.003	34	38.24	-4.24	0.002 - 0.003	30	30.19	-0.19				
0.003 - 0.004	10	8.47	1.53	0.003 - 0.004	7	5.27	1.73				