

Міністерство освіти і науки України
ХАРКІВСЬКИЙ НАЦІОНАЛЬНИЙ
АВТОМОБІЛЬНО-ДОРОЖНІЙ УНІВЕРСИТЕТ

П.Ф. Горбачов, С.В. Свічинський

**ІНТЕРВАЛЬНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ПОТРЕБ
НАСЕЛЕННЯ МІСТ У ПЕРЕВЕЗЕННЯХ
ГРОМАДСЬКИМ ТРАНСПОРТОМ
НА ОСНОВІ ФУНКЦІЇ РОЗСЕЛЕННЯ**

Монографія

Харків
ХНАДУ
2016

УДК 656.072
ББК 39.38
Г 67

Затверджено до видання Вченою Радою ХНАДУ, Дозвіл № 12/16/7.7 від 28.10.16

Рецензенти: **Є.В. Нагорний**, д.т.н., професор, завідувач кафедри транспортних технологій
(Харківський національний автомобільно-дорожній університет)
Є.С. Альошинський, д.т.н., професор,
професор кафедри «Транспортні системи та логістика»
(Український державний університет залізничного транспорту)
В.Х. Далека, д.т.н., професор,
професор кафедри електричного транспорту
(Харківського національного університету міського господарства
ім. О.М. Бекетова)

Колектив авторів:

Горбачов П.Ф., д.т.н., професор, завідувач кафедри транспортних систем і логістики
(Харківський національний автомобільно-дорожній університет)
Свічинський С.В., к.т.н., доцент кафедри транспортних систем і логістики
(Харківський національний автомобільно-дорожній університет)

Горбачов П.Ф.

Г 67 Інтервальне моделювання потреб населення міст у перевезеннях громадським транспортом на основі функції розселення : монографія / П.Ф. Горбачов, С.В. Свічинський. – Харків : ХНАДУ, 2016. – 148 стор.
ISBN 978-966-303-655-7

Представлені результати теоретичних та експериментальних досліджень функцій розселення міського населення та їх використання для моделювання попиту на перевезення громадським транспортом в містах.

Для інженерно-технічних робітників, вчених та аспірантів, діяльність яких пов'язана з транспортним моделюванням та плануванням роботи громадського транспорту.

Іл. 67. Табл. 25. Бібліогр. 122 назви.

Представлены результаты теоретических и экспериментальных исследований функций расселения городского населения и их использования для моделирования спроса на перевозки общественным транспортом в городах.

Для инженерно-технических работников, ученых и аспирантов, деятельность которых связана с транспортным моделированием и планированием работы общественного транспорта.

Ил. 67. Табл. 25. Библиограф. 122 назв.

УДК 656.072
ББК 39.38

ISBN 978-966-303-655-7

© Горбачов П.Ф., Свічинський С.В., 2016

ВСТУП

Міський маршрутний пасажирський транспорт (ММПТ) на сучасному рівні економічного та соціального розвитку суспільства є головним постачальником перевізних послуг для городян. В містах, де впроваджена маршрутна технологія обслуговування пасажирів, він є основним засобом пересувань більшої частини працездатного населення з місць проживання до місць роботи, якщо таке пересування знаходиться поза межами пішохідної доступності. Тому можна говорити про надзвичайно важливу роль громадського транспорту (ГТ) у територіальному розвитку міста, що знаходить свій відбиток у функції розселення (ФР) населення, яка встановлює залежність між дальністю або часом пересування та ймовірністю його здійснення.

Для прийняття вірних управлінських рішень щодо розвитку транспортної системи (ТС) і, відповідно, мережі ГТ, наукою розроблено багато рекомендацій, але ключову роль у їх застосуванні відіграє наявність моделі ТС. Однією із основних складових такої моделі є матриця пасажирських кореспонденцій (МПК), яка відбиває потреби населення міста у пересуваннях. Визначенню цих потреб присвячено багато робіт, але всі пропоновані у них підходи або потребують доробки, або навіть можуть бути поставлені під сумнів.

Безперечно, ГТ та його мережа відіграють далеко не останню роль у формуванні МПК та ФР населення. Саме тому визначення потреб міського населення у перевезеннях з урахуванням закономірностей розселення, встановлених на основі характеристик транспортної мережі (ТМ) ГТ, є актуальним завданням, вирішення якого дозволить підвищити достовірність розрахунків МПК.

З цією метою в першому розділі даної монографії проаналізовано існуючі теоретичні функції та емпіричні криві розселення населення міст і вивчено проблеми моделювання транспортного попиту. Також розглянуті питання, що стосуються розвитку міських маршрутних мереж і випадковості даного процесу, та встановлено можливість використання функцій розселення населення при розрахунку матриць пасажирських кореспонденцій.

В другому розділі розроблені теоретичні основи формування функцій розселення населення з використанням характеристик ММ міст і визначено механізм отримання ФР, надано теоретичні передум-

мови виникнення закономірностей у характеристиках ММ, та встановлені засновки для визначення можливих станів матриць пасажирських кореспонденцій з використанням функцій розселення населення.

В третьому розділі роботи визначено характеристики ММ українських міст та існуючі у них закономірності, проведено експериментальну перевірку теоретичних основ отримання функцій розселення населення на їх основі. Також отримані криві розселення населення, які відповідають різним стратегіям заповнення матриць пасажирських кореспонденцій, та встановлено можливість вдосконалення інтервальної концепції моделювання транспортного попиту за рахунків використання ФР при розрахунку МПК.

В четвертому розділі розроблена методика отримання МПК, які відповідають закономірностям розселення населення, встановлена фактична функція розселення населення міста Харкова та на її основі здійснена перевірка придатності застосування розробленої методики, надано рекомендації щодо використання функцій розселення населення в практиці транспортних розрахунків.

1 СУЧАСНИЙ СТАН МОДЕЛЮВАННЯ ПОТРЕБ НАСЕЛЕННЯ МІСТ У ПЕРЕВЕЗЕННЯХ ТА ЗАКОНОМІРНОСТЕЙ ТРУДОВОГО РОЗСЕЛЕННЯ

Визначення потреб у перевезеннях ГТ є однією з головних задач моделювання ТС міст. Для отримання якісного рішення цієї задачі основою можуть служити функції розселення населення, що вказує на доцільність аналізу існуючого стану досліджень зазначених функцій, ступеню їх використання для визначення потреб у транспортних послугах та пов'язаності з просторовими характеристиками ТМ ГТ.

1.1 Теоретичні моделі розселення населення по території міст

ММПТ є невід'ємною частиною життя українських міст. Він багато в чому визначає основні тенденції та напрямки розвитку міст і значно впливає на життя людей. Будучи незамінним та досить ефективним засобом пересування більшої частини населення з місць проживання до місць роботи, ГТ водночас накладає на городян певні обмеження. Так, пасажир ГТ завжди обмежений у виборі місця посадки у транспортний засіб – ним є зупиночний пункт (ЗП). Як обмеження також можна розглядати умови поїздки, що надає ГТ: види транспорту, плата за проїзд, рівень комфорту при поїздки, інтервал руху транспортних засобів (ТЗ) та швидкість сполучення на маршрутах, тощо.

Зважаючи на це, населення міст постійно вимушене та пристосовується до тих або інших змін у ТС, розташуванні підприємств та організацій, житлових масивів, транспортному обслуговуванні і т.д. Цей об'єктивно спостережуваний процес пристосування населення до умов розселення називається просторовою самоорганізацією. Вплив транспорту на просторову самоорганізацію проявляється в тому, що рівень його розвитку дозволяє розташовувати житлові масиви на віддаленні від місць прикладання праці та інших об'єктів транспортного тяжіння [1].

Наслідком дії закону просторової самоорганізації населення є закономірності розселення, які визначаються досить великим

переліком соціальних, географічних, планувальних та інших факторів. В галузі міських пасажирських перевезень закономірності розселення визначають через пересування працездатного населення, тому що визначальний вплив на самоорганізацію мешканців міст здійснює трудова діяльність – саме трудові переміщення є основною та найбільш стабільною групою кореспонденцій, яка формує навантаження на ТМ. Отже, головним фактором в розселенні виступають трудові зв'язки, хоча у роботах [1-7] вказується на достатньо великий вплив на вибір місць проживання їх розташування відносно культурно-побутових та торгових центрів. Розселення населення, в основному, розглядають за дальністю сполучення, тобто за відстанню чи витратами часу на пересування між об'єктами транспортного тяжіння [1, 8-10].

Важливим поняттям в теорії розселення є функція розселення населення по території міста – вона являє собою залежність, що дозволяє визначити ймовірність формування трудового зв'язку (пари «житло» – «робота») і, відповідно, кількість пересувань пасажирів на визначену відстань. Графіком даної функції є крива розподілу пасажирів по дальності або часу пересування – крива розселення. З цього виходить, що ФР є цінною інформацією для дослідників, тому що вона, встановлюючи взаємозв'язок між дальністю або часом пересування – транспортним фактором – та ймовірністю його здійснення, може бути використана при визначенні пасажирських кореспонденцій між об'єктами тяжіння.

Першим проявом зацікавленості до визначення закономірностей розселення були роботи А.Х. Зільберталя, де розглядались абстрактні міста, а отримані вченим закономірності розселення мали досить великі розбіжності з фактичними [11, 12].

Наступним і дуже вагомим кроком у дослідженнях розподілу пасажирів за дальністю пересування стала робота Г.В. Шелейховського [2], яку і тепер можна розглядати як методологічну основу при вивченні закономірностей розселення. Його дослідження були спрямовані на виявлення правила внутрішньоміського розселення за допомогою засобів теорії ймовірностей з метою застосування у містобудівних розрахунках. Він вважав, що розселення можна вважати випадковим. Це пояснюється тим, що точно передбачити де оселиться та чи інша людина неможливо, і вибір місця проживання визначається значним переліком факторів, які при розповсюдженні на великі

маси людей згідно з постулатами статистики взаємно нейтралізують дію одне одного, що призводить до появи загальних тенденцій у розселенні населення по території міста [4]. В роботі Г.В. Шелейховського робиться припущення про те, що людина завжди намагається оселитися неподалік від місця роботи. Також до припущень роботи [2] відноситься достатньо велика свобода у виборі місця роботи, хоча його зміна, як і зміна місця проживання, по праву вважаються такими, що не завжди можуть бути легко реалізовані, особливо у сучасному світі. В той же час у [2] вважається, що при інших рівних умовах зміна часу, який витрачається на поїздки до місць постійного трудового тяжіння, внаслідок переміни місця проживання або роботи є величиною відносною у порівнянні з попереднім часом, який долала людина при здійсненні трудових поїздок. Така зміна сприймається людиною згідно з психофізіологічним законом Вебера-Фехнера – законом сприйняття зовнішніх подразників, таких як яскравість освітлення, рівень шуму та ін. Тобто реакція людини на витрати часу є фізіологічною і в [2] приймається, що всі інші фактори, які визначають розселення, окрім відстані між місцями роботи і проживання, взаємно компенсують одне одного при масовому спостереженні вибору місця прикладання праці та житла і саме відстань визначає закономірності розселення. Автор роботи [2] не намагався розкрити витoki виникнення явища розселення і використовував в своїх дослідженнях емпіричні залежності, які не мають під собою глибокої теоретичної основи. На основі цих тверджень Г.В. Шелейховським було виведене елементарне правило розселення, яке має вид

$$d_F = 100 \frac{B}{v} (r_2 - r_1) - 230 \frac{A}{v} (r_2 \lg \frac{r_2}{2,7v} - r_1 \lg \frac{r_1}{2,7v}), \quad (1.1)$$

$$A = \frac{v}{R_2 - 2,3R_1 \lg(2,7R_2 / R_1)}, \quad B = 2,3A \lg(R_2 / v), \quad (1.2)$$

де d_F – щільність розподілу пересувань населення, або відсоток трудящих, які оселяються в інтервалі відстаней від r_2 до r_1 , %;

A, B – коефіцієнти, які визначаються в залежності від граничних відстаней R_1 та R_2 відповідно, де взагалі можливе розселення;

v – середня швидкість ТЗ ГТ, км/год.

За цими формулами можна визначити відсоток розселення насе-

лення в інтервалі відстаней пересувань на роботу від r_1 до r_2 , якщо розселення можливе в інтервалі відстаней від R_1 до R_2 . За початок відліку при цьому доцільно брати місце роботи. Формули (1.1) та (1.2) можуть бути записані з використанням як аргументу часу пересування, який пов'язаний з відстанню та швидкістю відомою залежністю.

В роботі [2] Г.В. Шелейховський також стверджував, що в достатньо великому місті з великою пропозицією житлової нерухомості та значною кількістю підприємств-роботодавців розселення населення буде прямувати до «нормального», яке описується так званою шкалою «нормального» розселення, наведеною на рис. 1.1.

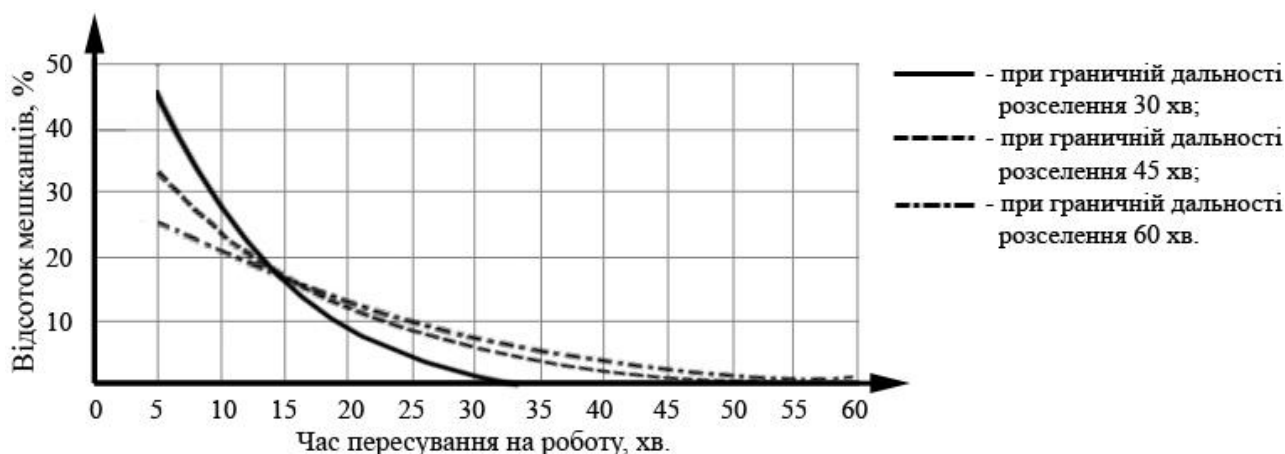


Рис. А.1. Шкала «нормального» розселення за Г.В. Шелейховським

Залежності (1.1) та (1.2) були отримані емпіричним шляхом з таким допущенням, що основними об'єктами, які визначають розселення, є крупні підприємства, тоді як малі вважалися малочисельними та рівномірно розподіленими по міській території і не впливали на загальний вид кривої розселення, що суперечить сьогоденню. Також у [2] зазначається, що значна частка населення в крупних містах здійснює трудові пересування пішки, а ймовірність користування транспортом при цьому складає 28,5 %, що для теперішніх міст є неприйнятною величиною.

Зустрічається й інший запис функції розселення Г.В. Шелейховського

$$d_F = \frac{1}{T_{\text{макс}}} \ln \frac{T_{\text{макс}}}{t_{\Pi}}, \quad (1.3)$$

де $T_{\text{макс}}$ – задана гранична трудність сполучення для центру тяжіння, виражена у часі, хв;

t_{Π} – час пересування між місцем проживання та роботи [1].

Деякі автори уточнюють функцію Г.В. Шелейховського. А.І. Ванке враховує «пороговий час», до якого всі переміщення здійснюються пішки:

$$d_F = \frac{1}{1 - t_{\text{піш}}/T_{\text{макс}}} \cdot \frac{1}{T_{\text{макс}}} \ln \frac{T_{\text{макс}}}{t_{\Pi}}, \quad (1.4)$$

де $t_{\text{піш}}$ – час, до якого всі переміщення здійснюються пішки [1, 3].

А.Г. Динкін та Е.Г. Мовчан перетворили функцію Г.В. Шелейховського для урахування різного ступеню тяжіння до місць прикладання праці окремих членів сімей, в результаті чого вона набула вигляду

$$d_{t_{\Pi},k} = U \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \wp_e(l) \frac{t_n - 0,5 \cdot l_j \cdot \cos \Lambda_j}{\sqrt{t_{\Pi}^2 + 0,25 \cdot l_i^2 - t \cdot l_i \cdot \cos \Lambda_j}} \times \frac{\ln \Lambda}{\sqrt{t_{\Pi}^2 + 0,25 l_i^2 - t_{\Pi} \cdot l_j \cdot \cos \Lambda_j}}, \quad (1.5)$$

де $d_{t_{\Pi},k}$ – щільність ймовірності трудового розселення на віддаленні t_{Π} від місць прикладання праці трудящих окремої сім'ї, що відноситься до категорії e ;

U – нормувальний коефіцієнт;

l – відстань між місцями прикладання праці окремих членів сім'ї;

$\wp_e(l)$ – щільність розподілу величини l ;

Λ – кут між напрямками, що пов'язують місце прикладання праці одного з членів сім'ї зі спільним центром тяжіння всіх працюючих членів сім'ї;

$i = 1, \dots, m; j = 1, \dots, n$ – місця проживання та прикладання праці [1].

Іншою популярною ФР є показникова

$$d_F = \Xi \cdot e^{-E \cdot t_{\Pi}}, \quad (1.6)$$

де Ξ – поверхнева щільність населення в центрі тяжіння;

Е – ступінь показникового зменшення щільності розселення зі збільшенням труднощі сполучення з центром побудови [1].

Як різновид застосування показникової функції можна навести ФР, виявлену для литовського м. Каунас, загальний вид якої є наступним:

$$d_F = v \cdot T_{ij}^\psi e^{\zeta \cdot T_{ij}}, \quad (1.7)$$

де T_{ij} – час сполучення між центрами тяжіння i та j ;

v, ψ, ζ – параметри ФР [3].

Ще один різновид ФР був запропонований Г.А. Гольцем [4, 13], який також наголошував на необхідності дослідження явища розселення з використанням теорії ймовірностей та математичної статистики. При визначенні кількості населення, що розселяється в послідовних зонах по дальності, Г.А. Гольц брав до уваги нерівномірність щільності розселення та різні швидкості ГТ по різних напрямкам розселення, що враховувалось побудовою ізохрон – ліній рівної віддаленості за витратами часу на переміщення. У його роботі [4] наводиться наступний вид ФР населення:

$$\varphi(N_{t_{\Pi}}) = \frac{1}{\sigma_{N_{t_{\Pi}}} \sqrt{2\pi}} \cdot \left[e^{-\frac{(N_t - M)^2}{2\sigma_{N_{t_{\Pi}}}^2}} + e^{-\frac{(N_t + M)^2}{2\sigma_{N_{t_{\Pi}}}^2}} \right], \quad (1.8)$$

де $N_{t_{\Pi}}$ – кількість населення, що розташоване до певної ізохрони t_{Π} , чол.;

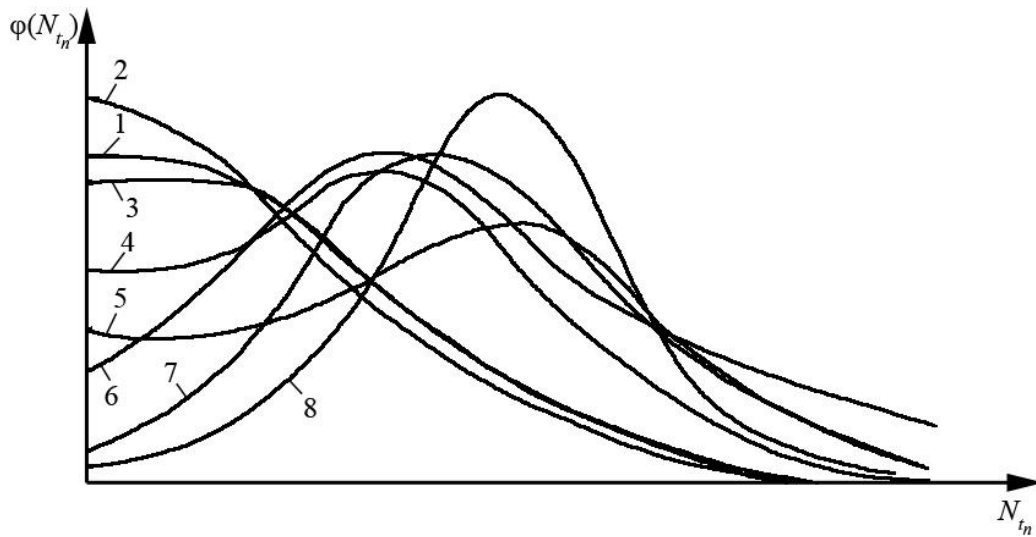
$\sigma_{N_{t_{\Pi}}}$ – середньоквадратичне відхилення величини $N_{t_{\Pi}}$;

M – математичне сподівання величини $N_{t_{\Pi}}$.

Як приклад побудови кривих розселення населення, пропонованої Г.А. Гольцем, можна навести загальний їх вигляд, зображений на рис. 1.2.

Функція розселення Г.А. Гольца іноді записується у вигляді

$$d_F = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \cdot e^{\frac{-t_{\Pi}^2}{2\sigma^2}}, \quad \sigma = \frac{T_{\text{макс}}}{3}. \quad (1.9)$$



- 1 – щільність ймовірності (1.8) при значенні M / σ_N , рівному 0;
 2 – $M / \sigma_{N_{t_n}} = 0,5$; 3 – $M / \sigma_{N_{t_n}} = 1$; 4 – $M / \sigma_{N_{t_n}} = 1,5$;
 5 – $M / \sigma_{N_{t_n}} = 1,8$; 6 – $M / \sigma_{N_{t_n}} = 2$; 7 – $M / \sigma_{N_{t_n}} = 2,5$;
 8 – $M / \sigma_{N_{t_n}} = 3$;

Рис. 1.2. Загальний вид графіків функції розселення населення Г.А. Гольца

Використання як змінної ФР (1.9) часу переміщення до центру тяжіння t_{Π} або відповідної відстані є допустимим лише за умови практично повної рівномірності заселення міської території [1]. Це ставить під сумнів можливість застосування даної функції, оскільки виконання зазначеної умови в теперішній час практично неможливе.

Визначенню розподілу пасажирів за часом або відстанню поїздки на роботу і навчання увага також приділялася чеським дослідником Яном Цибулкою [5]. З метою моделювання розселення населення ним пропонується застосовувати функцію розподілу, отриману із закону розподілу Ерланга k -го порядку:

$$F(g) = 1 - e^{-z \cdot g} \sum_{Y=0}^{z-1} \frac{(z \cdot g)^Y}{Y!}, \quad (1.10)$$

$$z = \left(\frac{\bar{l}_{\Pi}}{\sigma_{l_{\Pi}}} \right)^2, \quad g = \frac{l_{\Pi}}{\bar{l}_{\Pi}}, \quad (1.11)$$

де l_{Π} – відстань пересування, км (як аргумент функції може бути

використаний і час пересування);

$\bar{l}_{\Pi}$ – середнє значення відстані пересування, км;

$\sigma_{l_{\Pi}}$ – середньоквадратичне відхилення відстані пересування, км² [5].

Стосовно досліджень закономірностей розселення населення у містах дальнього зарубіжжя можна сказати, що фундаментальних робіт у цьому напрямку знайдено не було. Так, у роботі [14] наданий загальний вигляд розподілу дальності поїздок міського населення, рис. 1.3.

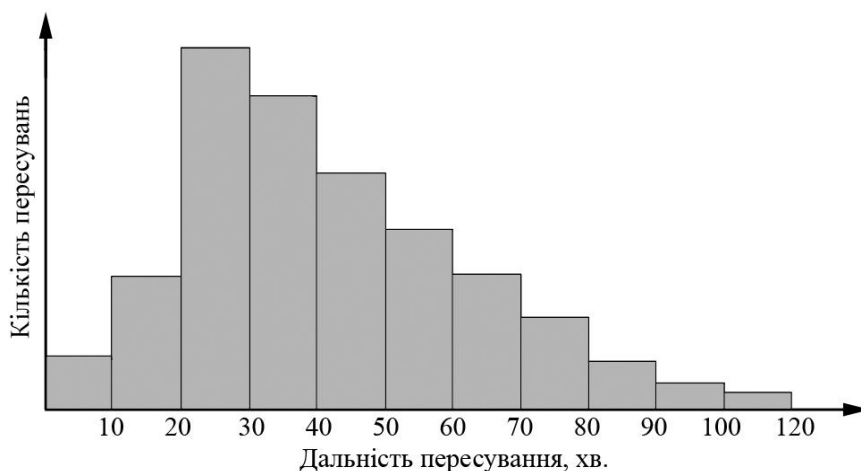


Рис. 1.3. Типовий розподіл дальності пересувань у містах

У [15] критикуються всі намагання описати розселення населення та зміну його щільності в залежності від дальності або часу поїздки з місця проживання на роботу з посиланням на класову диференціацію розселення населення – стверджується, що різні соціальні класи суспільства розселяються по-різному і опис загальної закономірності розселення за допомогою єдиної функції є неприпустимим. Такі твердження не можна вважати виправданими, оскільки багатомірність формування трудових зв'язків призводить до згладжування дії багатьох факторів, внаслідок чого можливим стає виявлення загальних закономірностей розселення та їх опис з використанням засобів теорії ймовірностей та математичної статистики.

Окрім всіх вищеперелічених, існують математичні комбінаторні моделі розселення, але їх застосування в практиці транспортних розрахунків не доведене до логічного завершення [1]. Найбільш перспективними серед них вважаються соціологічні ФР, прикладом яких

є ймовірнісна динамічна імітаційна модель Л.Е. Ванд, що вимагає наявності дуже великого набору вихідних даних та застосування складного математичного апарату. Громіздкість моделі та відсутність потрібного інформаційного забезпечення робить її непридатною для використання на практиці [1].

Аналіз існуючих ФР дозволив виявити їх переваги та недоліки. До переваг ФР Г.В. Шелейховського, А.І. Ванке, Г.А. Гольца, Я. Цибулки, а також показникових функцій можна віднести простоту використання та досить високу описову спроможність при моделюванні розселення населення тогочасних міст. В той же час, ФР А.Г. Динкіна та Е.Г. Мовчана є достатньо громіздкою та важкою у застосуванні. Те ж саме можна сказати і про комбінаторні та соціологічні ФР.

Також слід відмітити, що ФР, запропонована Г.В. Шелейховським, який по праву вважається одним із засновників теорії розселення, базується на припущенні про психофізіологічне сприйняття пасажиром часу переміщення з місця проживання до місця роботи відповідно до закону Вебера-Фехнера. Таке припущення не можна вважати виправданим, оскільки дія цього закону зберігається лише при середніх інтенсивностях зовнішнього подразника – в даному випадку середнього часу чи відстані переміщення між центрами транспортного тяжіння. При граничних інтенсивностях подразника дія закону Вебера-Фехнера значно спотворюється [16].

Що стосується моделі Г.А. Гольца (1.8), то її використання є незручним в тому плані, що як змінна ФР виступає кількість населення, що проживає на певній відстані від центру тяжіння. Це спричиняє необхідність обліку чисельності проживаючих у відповідних районах, в результаті чого корисність самої функції при використанні в транспортних розрахунках знецінюється.

Модель розселення Я. Цибулки при своїй достатньо великій гнучкості застосування має таке обмеження, як цілісність параметру форми використаного для її отримання розподілу Ерланга, що може спричинити виникнення небажаних погрішностей при описі закономірностей розселення, яких можна було б уникнути, використавши нецілий параметр форми.

Окрім цього, всі проаналізовані ФР неповною мірою викривають причини виникнення саме таких закономірностей, якими вони були виявлені авторами [1-6, 15]. Дослідження факторів формування закономірностей розселення послужить підґрунтям для їх вста-

новлення в сучасних містах та дозволить розглянути питання про можливість використання ФР для моделювання потреб міського населення у пересуваннях.

1.2 Емпіричні закономірності розселення міського населення

Базою для створення більшості з наведених в підрозділі 1.1 моделей розселення виступали емпіричні дані про відстань або час пересування мешканців міст, отримані в результаті проведення обстежень на ГТ. Так, Г.В. Шелейховським була здійснена перевірка правила розселення (1.1) шляхом порівняння побудованої на його основі та фактичної кривих розселення населення м. Санкт-Петербург (тодішній Ленінград) станом на листопад 1923 року [2], які наведені на рис. 1.4.

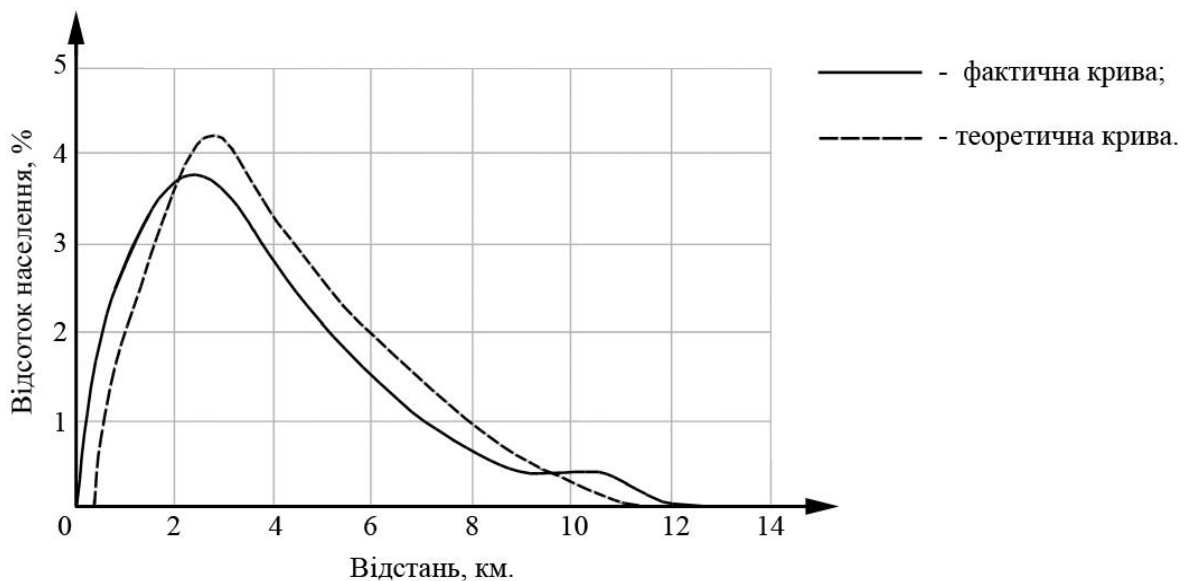


Рис. 1.4. Порівняння фактичної та теоретичної кривих розселення м. Ленінград

Аналогічне порівняння було здійснене і для Москви 1930 р. та Санкт-Петербургу (Ленінграду) 1934 р., рис. 1.5.

Побудованою на емпіричному матеріалі також є ФР (1.7), з використанням якої була отримана крива розселення робітників декількох підприємств міста Каунас (Литовська Республіка) [3], представлена на рис. 1.6.

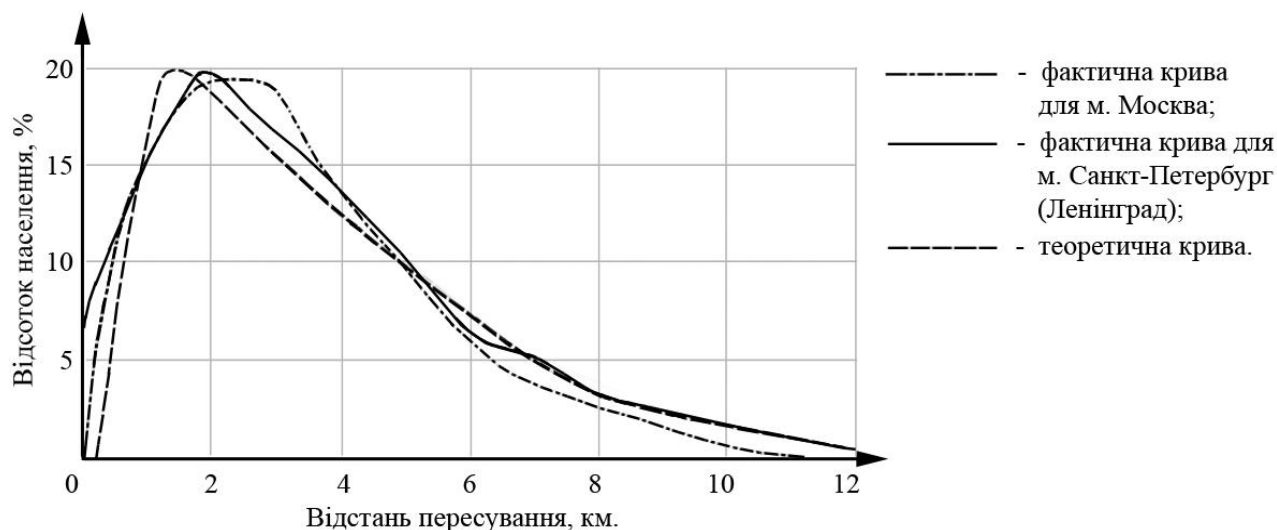


Рис. 1.5. Порівняння фактичних та теоретичної кривих розселення для м. Москва 1930 р. та м. Ленінград 1934 р.

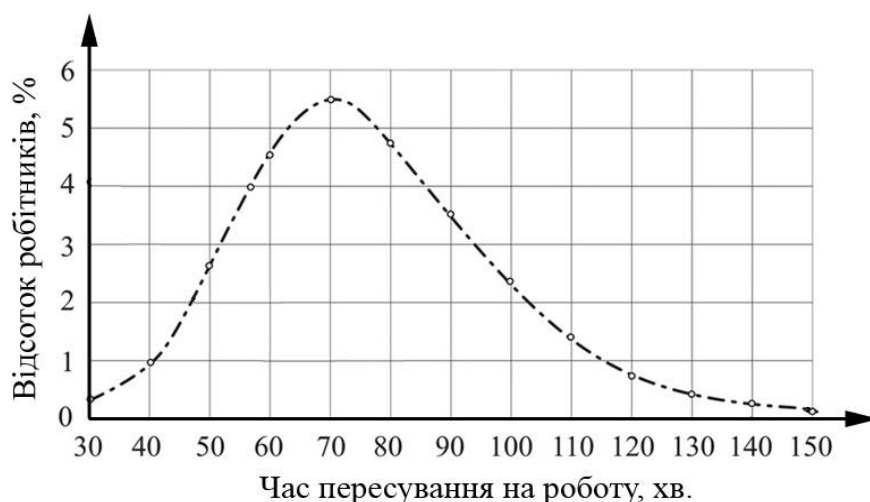
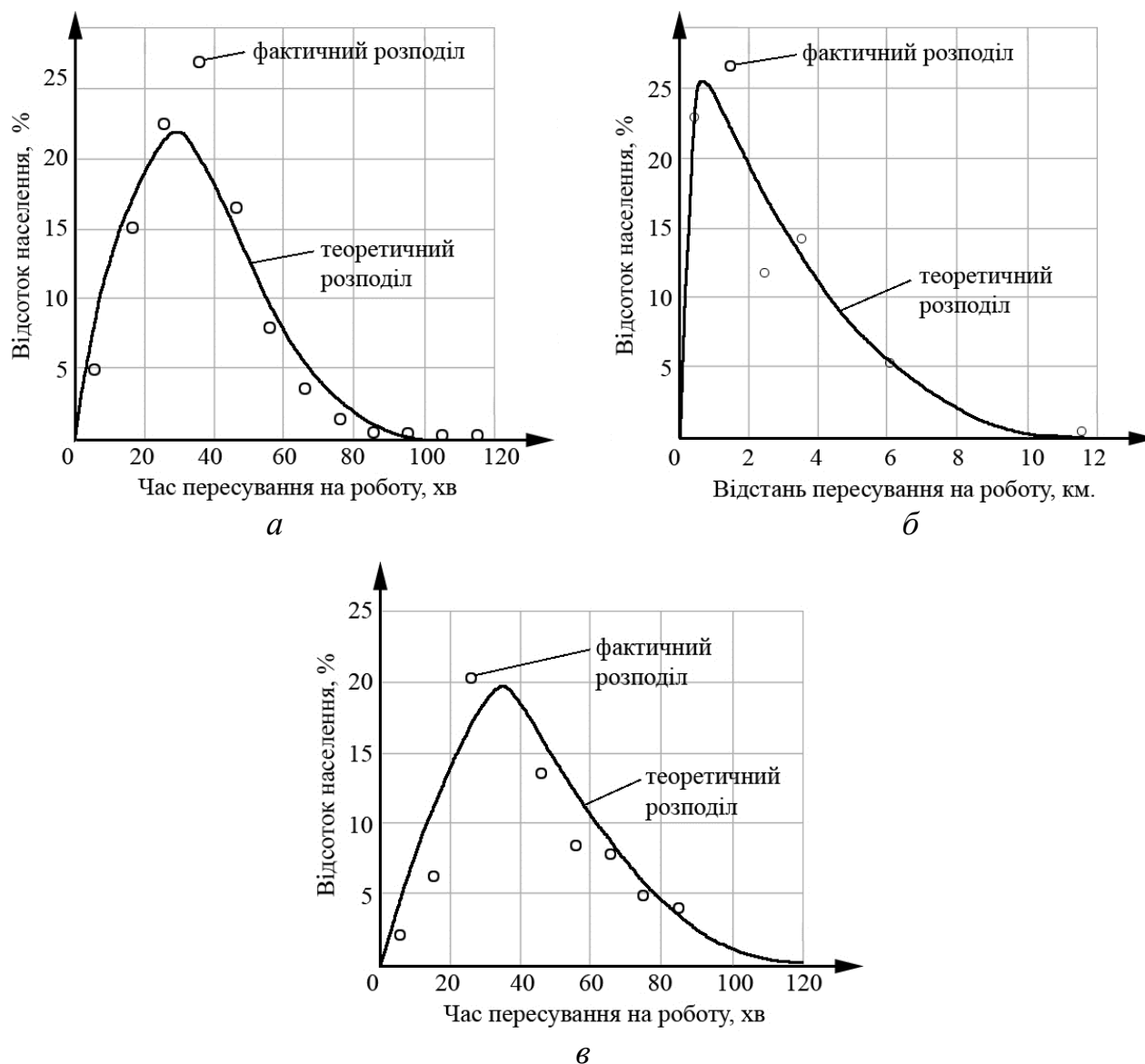


Рис. 1.6. Крива розселення для підприємств м. Каунас

Окремо слід відзначити функцію (1.8), яку Г.А. Гольц застосовував для опису розподілу трудових пересувань за дальністю відносно певного крупного підприємства та відмічав її придатність для опису сумарного розподілу по місту в цілому [4]. З її використанням була здійснена апроксимація розподілів населення різних міст за часом або відстанню пересування, що наведено на рис. 1.7.

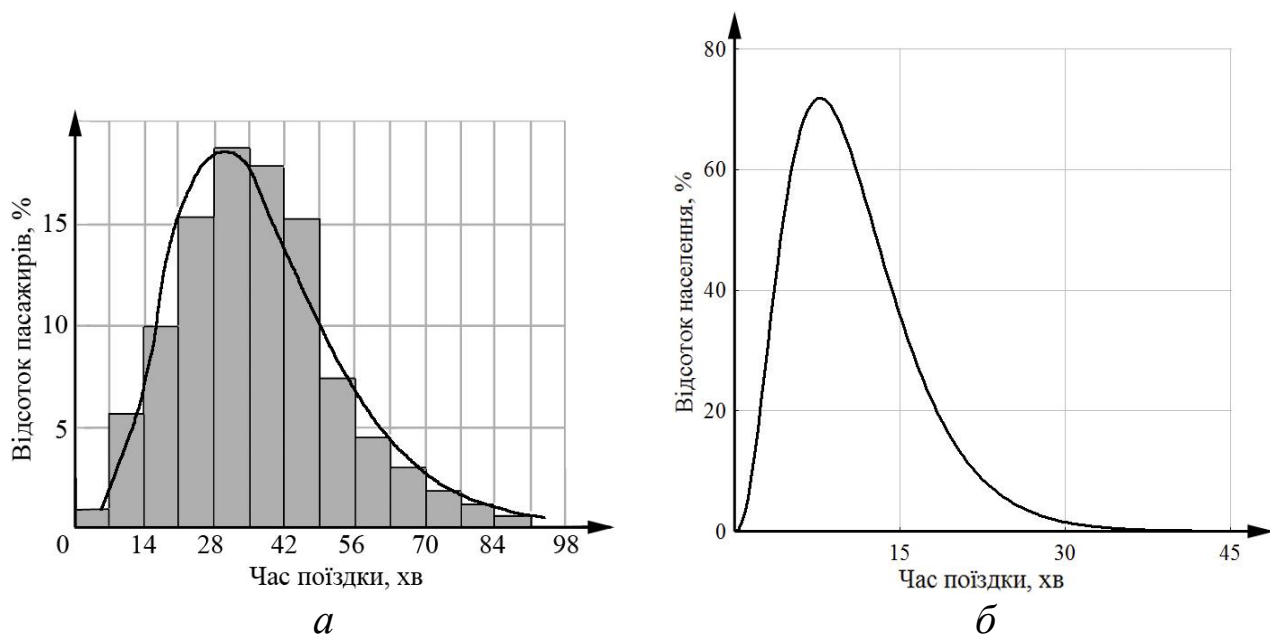
Даними для визначення параметрів ФР (1.10) послужили значення часу поїздки пасажирів, отримані з анкетного опитування, проведеного у 1974 році Управлінням міських автомобільних перевезень м. Праги та Інститутом інженерів транспорту [5].



а – м. Ленінград;
 б – м. Москва;
 в – периферія м. Лондон

Рис. 1.7. Фактичний та теоретичний розподіли працюючих за дальністю між місцями проживання та роботи

Для м. Праги 1974 р. параметр z виявився рівним 5. Я. Цибулкою також була здійснена перевірка можливості використання пропонуваної ним функції для опису розселення населення м. Пльзеня, в результаті якої було встановлено, що для моделювання розподілу пасажирів даного міста по часу поїздки виявилась придатною функція (1.10) з параметром $z = 10$ [5]. Графіки обох зазначених функцій наведені на рис. 1.8.



a – м. Прага 1974 р.;
б – м. Пльзень 1974 р.

Рис. 1.8. Розподіл пасажирів за часом поїздки

Окрім цього, для визначення параметру функції розподілу пасажирів по дальності поїздки були використані дані генерального обстеження ГТ м. Праги, проведеного у 1966 р., при якому були охоплені трудові поїздки та поїздки на навчання 330 тис. пасажирів протягом доби. Згідно з цими даними параметр z функції (1.10) виявився рівним 3. Графік даної функції наведений на рис. 1.9 [5].

Окрім вищезгаданих закономірностей, отриманих Г.В. Шелейховським та Г.А. Гольцем для м. Ленінград, відомою є інформація про закономірності розселення населення цього міста, отримана за даними обстежень 1932 р., 1938 р., 1947 р., 1959 р., 1967 р. [6, 17]. За результатами цих обстежень розселення тогочасного Ленінграду має достатньо яскраво виражену тенденцію до спаду при віддаленні від місця прикладання праці або інших місць транспортного тяжіння. Відповідні криві наведені на рис. 1.10.

Дослідження трудових зв'язків за дальністю сполучення мали місце і у Білоруській РСР у 1969-1979 р.р. За результатами анкетних обстежень було встановлено, що розподіл кількості поїздок на роботу жителів сусідніх до великих міст поселень має спадний характер зі збільшенням відстані поїздки, який графічно можна представити кривою, зображеною на рис. 1.11. Для визначення зазначеного розподілу

були опитані, в основному, працівники крупних підприємств [18].

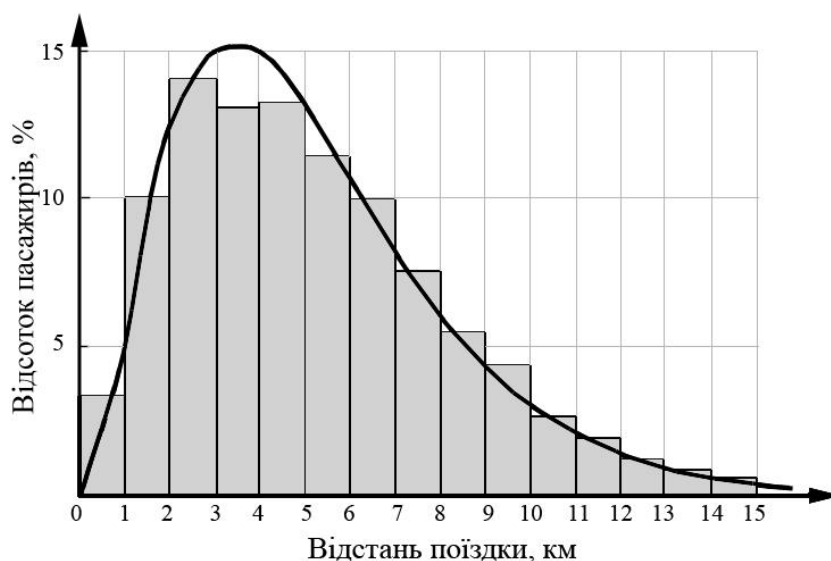


Рис. 1.9. Розподіл пасажирів за відстанню поїздки у м. Прага 1966 р.

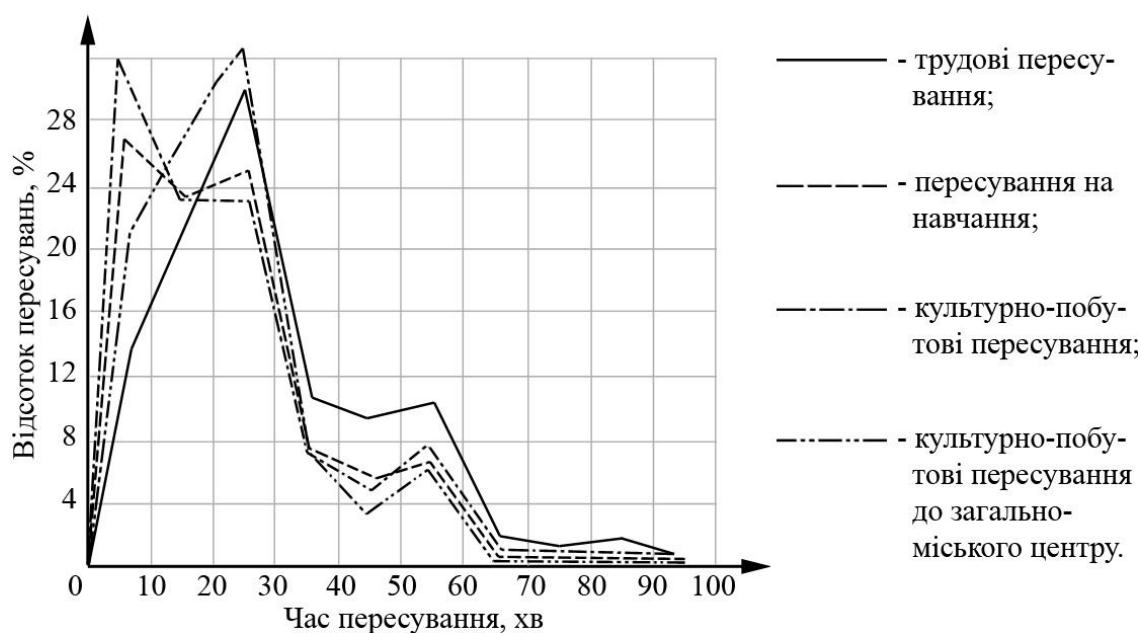


Рис. 1.10. Розподіл значень часу переміщення пасажирів у м. Ленінград з різними цілями

Ще одним результатом досліджень закономірностей розселення є криві розселення населення білоруського м. Вітебськ, отримані за даними обстежень 1959 р, 1963 р. та 1965 р [19]. Вони відображені на рис. 1.12.

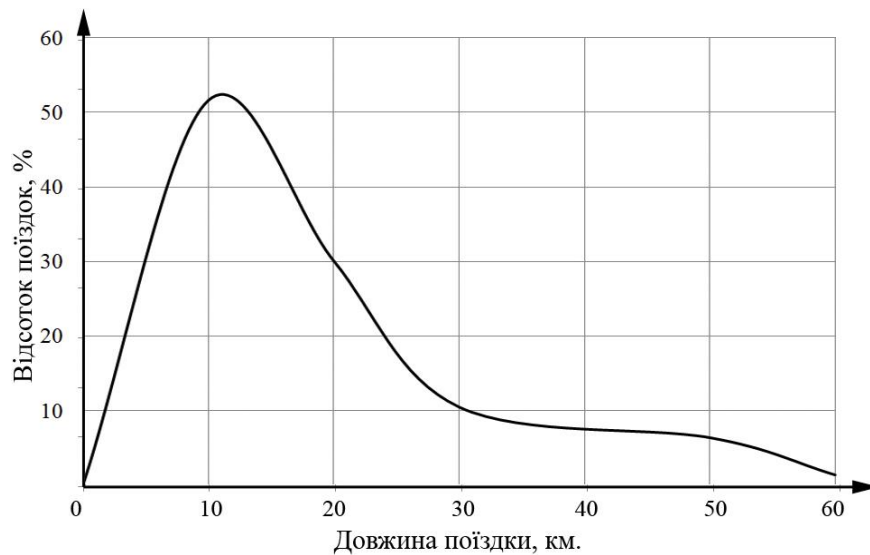


Рис. 1.11. Розподіл відстаней поїздки на роботу в міста жителів Білоруської РСР

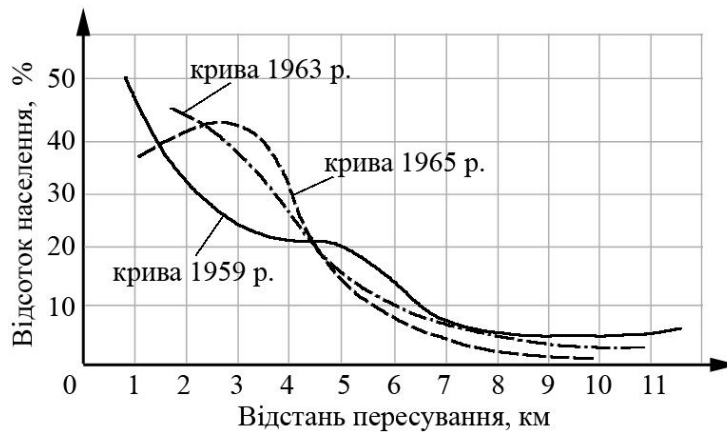


Рис. 1.12. Криві розселення населення м. Вітебськ за дальністю трудових пересувань

Відомими також є результати обстежень пересувань населення у містах Середньої Азії – Душанбе (Республіка Таджикистан), Ташкент та Самарканд (Республіка Узбекистан) [20], за якими були побудовані графіки кривих розселення, наведені на рис. 1.13.

Переходячи до закономірностей розселення міського населення у країнах дальнього зарубіжжя, можна навести обробку даних щодо часу поїздки мешканців регіону (агломерації) «Міста-близнюки» (Twin Cities Area), штат Міннесота, США, що були знайдені у роботі [21]. Значення згаданого часу були отримані як супутній результат у дослідженні прийняття рішень респондентами з різним рівнем доходу при виборі шляху прямування в умовах визначеності та невизна-

ченості параметрів останнього. Дослідження було проведено у 2006 р. на базі Міннесотського університету і ним був охоплений 181 респондент. Графічне відображення розподілу часу поїздок даних респондентів наведено на рис. 1.14.

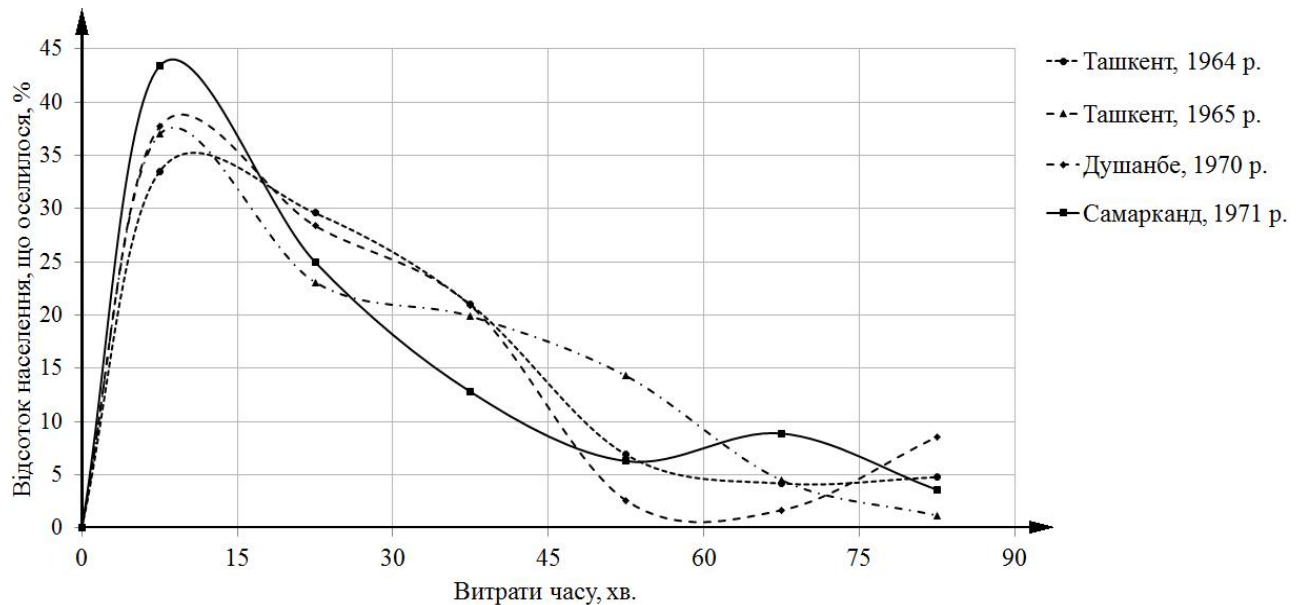


Рис. 1.13. Криві розселення населення міст Середньої Азії

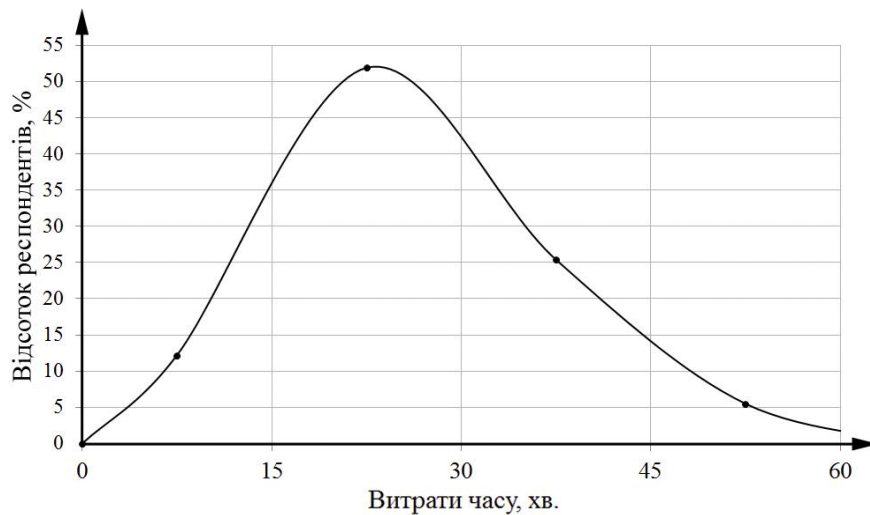


Рис. 1.14. Розподіл часу поїздок на роботу співробітників Міннесотського університету

Окрім цього, результати обстежень, проведені в різний час у містах штатів Флорида [22, 23] та Техас [24], США, вказали на схожість побудованих на їх основі розподілів транспортних трудових пересувань за дальністю (рис. 1.15) зі всіма згаданими вище.

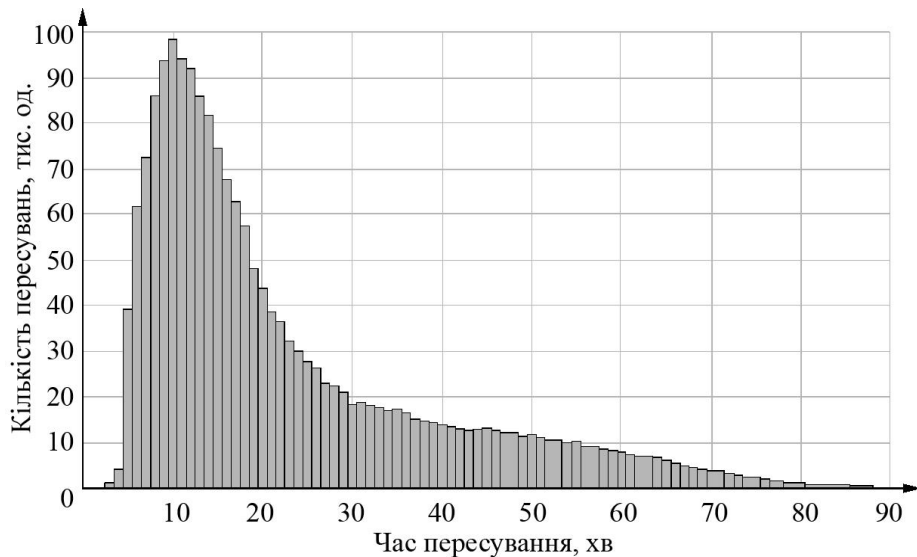


Рис. 1.15 – Приклад розподілу трудових пересувань за часом стосовно мешканців міст у штаті Флорида

З огляду на все вищевикладене можна стверджувати, що відомі на сьогоднішній день ФР були побудовані на основі багаторічного досвіду та з використанням великого обсягу емпіричного матеріалу, отриманого в результаті проведення широкомасштабних натурних обстежень або обробки значних масивів звітно-статистичних даних. Аналіз відповідних кривих розселення вказує на збіг їх зовнішнього виду з видом кривої щільності гама-розподілу з параметром форми, більшим за одиницю. Це дозволяє висунути гіпотезу про загальність причин виникнення закономірностей розселення. Слід зазначити, що в теперішніх умовах такий спосіб отримання закономірностей розселення, особливо в українських містах, є практично нездійсненним через брак коштів на проведення обстежень або відсутність необхідного обліку та статистики пересувань міського населення.

Підводячи підсумок можна відмітити, що існуючі ФР населення для міст пострадянського простору були побудовані для опису закономірностей, які існували багато років тому. Їх базування на показниках транспортної доступності місця призначення поїздки створило деяке підґрунтя для того, щоб вважати ці показники основним фактором при прийнятті пасажиром рішення про здійснення поїздки або про вибір місця проживання. В той же час в роботі [25] на прикладі трудових пересувань показано, що при виборі людиною місця роботи транспортні фактори не здійснюють на результати цього вибору впливу, достатнього для того, щоб вважати їх основними. За час, що

пройшов, значно змінився як соціальний склад населення міст колишнього СРСР, так і його потреби. Змінились і самі міста, їх транспорт, територіальні розміри, планувальні характеристики, тощо. Дані факти вимагають ретельної перевірки умов формування ФР населення і спричиняють необхідність дослідження закономірностей розселення в сучасних умовах.

1.3 Сучасні проблеми визначення потреб населення у перевезеннях в містах

Розселення населення по території міст представляє собою ніщо інше, як просторовий розподіл потреб у транспортних послугах, оскільки пересування є невід'ємною частиною життя практично будь-якої людини. Всі переміщення міського населення від пунктів відправлення до пунктів призначення знаходять свій відбиток у такому понятті, як рухомість населення [1, 26]. Вона залежить від багатьох факторів (чисельність жителів, рівень розвитку транспорту, тощо), в т.ч. і від соціального складу населення, яке за даною ознакою можна розділити на три основні групи: трудяще населення, учні вищих та середніх спеціальних навчальних закладів і несамодіяльне населення. Пересування цих груп, в свою чергу, розділяють за ознакою мети на дві укрупнені групи: трудові та культурно-побутові [1, 27, 28].

Трудові пересування міського населення вважаються найбільш вивченою групою пересувань, оскільки здійснюються під впливом сталих трудових зв'язків. Окрім цього, вони знаходяться в цілком визначених часових рамках та в значній своїй частині здійснюються за рахунок ГТ. Даний вид пересувань створює пікові навантаження на ТМ, адже його частка складає приблизно 70-80 % від загальної кількості пересувань у відповідні періоди (години-пік) [25, 29].

Саме тому велика кількість робіт присвячена визначенню потреб саме у трудових пересуваннях [1, 2, 4, 14, 19, 25, 30]. Цей же вид пересувань, як стає зрозумілим з підрозділів 1.1 та 1.2, використовується і для дослідження закономірностей розселення. Даний факт, а також явний зв'язок розселення населення з потребами у перевезеннях, вказує на необхідність аналізу сучасних підходів до визначення цих потреб і виявлення їх пов'язаності з функціями розселення.

Взагалі, створення моделі потреб населення у перевезеннях є

одним з найважливіших завдань моделювання ТС міст [30-32] і зводиться до визначення найбільш точної матриці трудових пасажирських кореспонденцій, яка дає можливість отримати відповідь на питання про якість транспортного обслуговування населення. Окрім цього слід зазначити, що саме матриця трудових кореспонденцій повинна бути основою моделювання роботи ГТ згідно з вимогами нормативних документів України в цій сфері [33, 34].

Можна виділити три основних підходи до формування МК: статистичний, синтетичний та ймовірнісний. Класифікація моделей за даними підходами представлена на рис. 1.16.

Перший підхід потребує проведення натурних обстежень пересувань [35-40] і дозволяє одержати максимально достовірну інформацію про потреби міського населення у перевезеннях. Такі обстеження здебільшого проводять анкетним методом і вони є суцільними. Як результат обстежень можна отримати адреси місць проживання та прикладання праці кожної людини і маршрути руху за видами транспорту, що є найбільш повною інформацією про кореспонденції та дозволяє сформувати найбільш точну матрицю трудових пересувань [41, 42].

Даний підхід також передбачає застосування статистичних методів розрахунку МК, які дозволяють розповсюдити наявні величини кореспонденцій поточного або попередньо дослідженого періоду на майбутній період аналізу. До таких методів відносяться метод єдиного коефіцієнта росту, метод середніх коефіцієнтів росту, метод Фернесса (Фратара), детройтський метод, моделі середнього арифметичного коефіцієнту росту та паризький метод [1, 14, 43].

Згідно з цими методами екстраполяція МК на майбутній період полягає у застосуванні коефіцієнтів росту, які відбивають можливу (перспективну) пропорційну зміну значення існуючої кореспонденції у майбутньому. Найбільш простим серед них є метод єдиного коефіцієнта росту, який застосовується до всього об'єкту дослідження та, відповідно, до кожної клітинки МК. Формула розрахунку кореспонденцій за даним методом має наступний вигляд:

$$H_{ij} = \tau \cdot h_{ij}, \quad (1.12)$$

де h_{ij} – наявна величина кореспонденції пасажирів між ТР i та j , пас.;
 τ – коефіцієнт росту пасажирообороту для досліджуваної області.

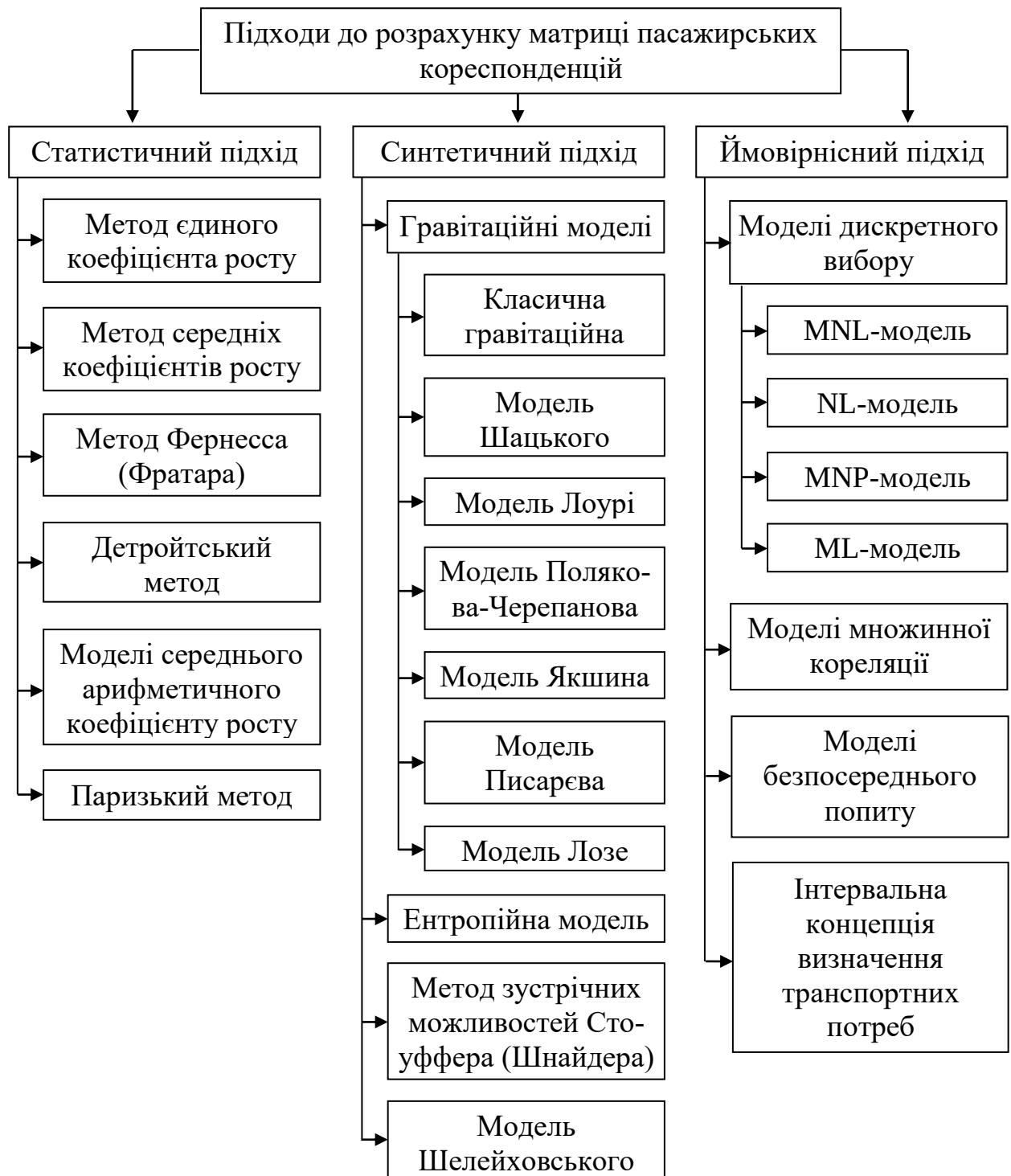


Рис. 1.16. Класифікація моделей розрахунку МПК

Через свою простоту розрахунки за даним методом призводять до некоректного представлення реальних кореспонденцій, що проявляється у значних відхиленнях від останніх і робить неможливим проведення адекватного оцінювання роботи ММ ГТ та якості обслуговування пасажирів.

В межах даного підходу також слід виділити метод Фернесса, який інколи зветься методом Фратара [14, 44], застосування якого базується на використанні окремих коефіцієнтів росту для кожного району досліджуваної області:

$$H_{ij} = h_{ij} \cdot \tau_i \cdot \Gamma_j \cdot B_i \cdot V_j, \quad (1.13)$$

де τ_i, Γ_j – фактори росту кількості пересувань для кожного району;

B_i, V_j – балансувальні коефіцієнти для кожного району.

Перевагою методів, що відносяться до даного підходу, є їх зрозумілість та простота застосування. До основних недоліків можна віднести наступні: необхідність наявності фактичної МПК, отримання якої потребує значних трудових та фінансових витрат; найбільша придатність для використання лише стосовно короткострокового планування; значна залежність від точності вихідної МПК; невдакування змін у транспортній пропозиції [14].

При другому підході для одержання МК використовуються різноманітні синтетичні моделі, засновані на припущенні про схожість процесів, що відбуваються у ТС міста, із законами природи [45-51]. Такий підхід вимагає значно менших витрат праці для формування МК, однак не дозволяє одержати достатньо точні результати. Для розрахунку кореспонденцій застосовуються гравітаційні та ентропійні моделі і метод проміжних можливостей. Ці моделі відносяться лише до етапу розподілу кореспонденцій між парами ТР. Найбільше визнання та розповсюдження в рамках даного підходу отримала гравітаційна модель [29, 52-56].

Гравітаційна модель заснована на припущенні про аналогію поведінки пасажирів при здійсненні поїздок в ТС із законом всесвітнього тяжіння, згідно з яким сила притягання двох тіл прямо пропорційна їх масі та зворотно пропорційна квадрату відстані між ними. У випадку визначення кореспонденцій тілами є ТР, а їх масою – місткості по прибуттю та відправленню пасажирів [45, 52, 53, 57, 58]:

$$h_{ij} = \gamma \frac{D_i A_j}{c_{ij}^2}, \quad (1.14)$$

при обмеженнях

$$\left\{ \begin{array}{l} h_{ij} > 0; \\ \sum_{j=1}^{N_{TP}} h_{ij} = D_i; , \\ \sum_{i=1}^{N_{TP}} h_{ij} = A_j, \end{array} \right. \quad (1.15)$$

де h_{ij} – кореспонденція між парою ТР i та j , пас.;

γ – калібрувальний коефіцієнт – деяка константа;

D_i, A_j – місткості ТР по відправленню та прибуттю, пас.;

c_{ij} – трудність сполучення між районами i та j ;

N_{TP} – кількість ТР, од.

Розрахунок МК по даній моделі потребує проведення спеціальної ітераційної процедури, в ході якої визначаються значення калібрувальних коефіцієнтів γ для кожної ітерації. Калібрування моделі здійснюється до тих пір, доки не будуть виконані умови (1.15). Процедура калібрування може призвести до значних змін первинно отриманих за (1.14) кореспонденцій, що ставить під сумнів достовірність результатів розрахунків за гравітаційною моделлю, оскільки різниця між теоретичними і реальними значеннями при прогнозуванні кореспонденцій може бути дуже великою [29, 30, 52, 59].

Окрім класичного варіанту гравітаційної моделі (1.14) розповсюджені її модифікації. Одна з них в загальному випадку може бути записана як

$$h_{ij} = \gamma \frac{D_i^{\kappa} A_j^{\varpi}}{c_{ij}^{\Theta}}, \quad (1.16)$$

де κ, ϖ, Θ – емпіричні коефіцієнти.

Іншою є формула Ю.А. Шацького

$$h_{ij} = \gamma \frac{D_i \cdot A_j \cdot f(c_{ij})}{\sum_{j=1}^n A_j \cdot f(c_{ij})}, \quad (1.17)$$

де $f(c_{ij})$ – функція впливу трудності сполучення на інтенсивність транспортних зв’язків, яку ще називають функцією тяжіння [4].

Аналогічний (1.17) вираз має досить розповсюджена серед західних науковців модель І. Лоурі, яка послужила основою для багатьох інших моделей визначення кореспонденцій та з розвитком транспортної науки зазнала численних змін. Основна відмінність класичного виду моделі І. Лоурі від (1.17) полягає у відсутності коефіцієнту γ . Значний внесок в розвиток цієї моделі та розробку її модифікацій зробили Р. Гарін, Р. Макет, С. Путман, Дж. Кресайн та В. Голднер [55, 56].

Модифікація класичної гравітаційної моделі (1.14) також здійснюється, як видно з (1.17), шляхом заміни c_{ij}^2 на функцію тяжіння $f(c_{ij})$. Визначення такої функції здійснюють на основі інформації про переваги у виборі пар районів відправлень та прибуттів або при зіставленні розрахункових та емпіричних кореспонденцій. Вид даної функції може бути показниковим, степеневим, гіперболічним, визначеним на основі закону розподілу випадкових величин або на основі відомих емпіричних характеристик розселення [1].

Гіперболічна функція тяжіння була запропонована А.А. Поляковим та В.А. Черепановим:

$$f(c_{ij}) = \frac{\rho}{c_{ij}^{\iota}}, \quad (1.18)$$

де ρ, ι – коефіцієнти, що встановлюються на основі емпіричних даних про розселення населення.

Відомою є функція тяжіння А.М. Якшина, яка отримується з виразу (1.18) при $\rho=1, \iota=1$. Різновидом (1.18) також є функція тяжіння С.Г. Писарєва, в якій $\rho=1, \iota=2$.

Показникові функції тяжіння представлені однопараметричними (1.19) або двопараметричними (1.20):

$$f(c_{ij}) = K \cdot e^{-\vartheta c_{ij}}, \quad (1.19)$$

$$f(c_{ij}) = K \cdot e^{-\vartheta c_{ij}^{\varsigma}}, \quad (1.20)$$

де K , ϑ , ς – калібрувальні коефіцієнти (в [52] зазначається, що для трудових пересувань можна приймати $K = 1$, $\vartheta \approx 0,065$, $\varsigma \approx 1$).

Комбіновані функції тяжіння поєднують в собі степеневу та показникову:

$$f(c_{ij}) = c_{ij}^{\Psi} \cdot e^{-\vartheta c_{ij}}, \quad (1.21)$$

де Ψ – емпіричний коефіцієнт.

Функції тяжіння, засновані на законах розподілу випадкових величин, звичайно записуються аналогічно виразам їх щільностей ймовірності [1].

Різновидом гравітаційної моделі є отриманий на її основі метод розрахунку кореспонденцій з використанням функції опору EVA, запропонованої Д. Лозе [60]. Даний метод побудований з огляду на три етапи формування кореспонденцій «Створення – Розподіл – Поділ», що у перекладі утворюють німецьку аббревіатуру EVA: «Erzeugung – Verteilung – Aufteilung». Основою розподілу кореспонденцій між ТР згідно з даною моделлю є час пересування, а перевірка достовірності розрахункових кореспонденцій здійснюється на основі виразу

$$\sum_{i=1}^n |E_i| = \sum_{i=1}^n |\Pi_i - \hat{\Pi}_i| \rightarrow \min, \quad (1.22)$$

де Π_i , $\hat{\Pi}_i$ – емпіричний і розрахунковий пасажиропотоки, пас.

До основних недоліків гравітаційних моделей можна віднести: 1) необхідність калібрування моделей та, відповідно, значень розрахованих за ними кореспонденцій, що, по суті, є «підгонкою» розрахункових даних і не може вважатися виправданим; 2) для визначення калібрувальних коефіцієнтів моделей необхідно проводити великий обсяг натурних спостережень за пересуваннями населення; 3) сумнівна аналогія закону Ньютона з поведінкою населення при здійсненні поїздок; 4) недостатня обґрунтованість використання лише відстані або часу прямування між ТР як труднощі сполучення між ними [61].

Достатньо велике розповсюдження в рамках синтетичного підходу також отримала ентропійна модель розрахунку кореспонденцій, яка заснована на припущенні про аналогію процесів, що відбуваються в ТС, з термодинамічними [52, 62-68]. Визначення МК згідно з

цією моделлю полягає у максимізації критерію

$$\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n h_{ij} \cdot \ln \frac{1}{h_{ij}} \rightarrow \max, \quad (1.23)$$

при обмеженнях

$$\begin{cases} h_{ij} \geq 0; \\ \sum_{j=1}^n h_{ij} = D_i, \quad j = 1, 2, \dots, n; \\ \sum_{i=1}^m h_{ij} = A_j, \quad i = 1, 2, \dots, m; \\ \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n c_{ij} \cdot h_{ij} = C_{\text{заг}}, \end{cases} \quad (1.24)$$

де m, n – кількість районів прибуття та відправлення, од.;

c_{ij} – транспортні витрати на переміщення між районами i та j ;

$C_{\text{заг}}$ – загальні транспортні витрати при поїздках.

Вираз (1.23) являє собою ентропію системи, а його максимізація приводить до визначення такої МК, яка відповідає найбільш ймовірному стану ТС. Критерій (1.23) застосовується у тому випадку, коли всі можливі стани системи рівноймовірні. Якщо інформація про віддання пасажиром переваги тому чи іншому сполученню $i - j$ заздалегідь відома, замість (1.23) можна використати критерій

$$\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n h_{ij} \cdot \ln \frac{p_{ij}}{h_{ij}} \rightarrow \max, \quad (1.25)$$

де p_{ij} – ймовірність вибору пасажиром сполучення $i - j$ [52].

Ентропійній моделі розрахунку пасажирських кореспонденцій властиві як переваги, так і недоліки. До переваг, якими пояснюється широке застосування даної моделі, можна віднести відносно невелику трудомісткість розрахунків та зрозумілість критерію оптимізації – мінімізація витрат часу на поїздки [67, 68]. Серед недоліків слід виділити такі: 1) розрахунок МПК можливий лише за умови замкну-

тості ТС, тобто в ній не допускається введення нових чи закриття існуючих ділянок вулично-дорожньої мережі (ВДМ) і витрати на проїзд маршрутами ГТ повинні бути незмінними; 2) врахування лише одного транспортного фактору при розрахунку МПК, в той час як такий розрахунок є багатофакторним; 3) сумнівна схожість процесів, що відбуваються в термодинамічних системах, з транспортними.

До синтетичних моделей розрахунку МПК також відноситься метод зустрічних можливостей, започаткований С. Стоуффером та розвинений М. Шнайдером. Ідея методу полягає в тому, що у кожного пасажира під час здійснення поїздок є можливості задовольнити свою потребу в пересуванні по мірі віддалення від пункту відправлення і чим більшу відстань він долає на своєму шляху, тим більші ці можливості. Іншими словами, розглядаються ймовірності закінчення пересування у альтернативних пунктах призначення, розташованих на шляху прямування та здатних задовольнити потребу у пересуванні. Математичний вираз такої моделі наступний:

$$h_{ij}^m = D_i \frac{[\exp(-p \cdot x_{m-1}) \cdot \exp(-p \cdot x_m)]}{[1 - \exp(-p \cdot x_O)]}, \quad (1.26)$$

де h_{ij}^m – кількість пересувань з району i до району j , на шляху прямування між якими існує m альтернативних пунктів – можливостей закінчення пересування;

p – ймовірність того, що потреба у пересуванні буде задоволена єдиною можливим пунктом призначення (єдиною можливістю);

x_{m-1} , x_m – накопичена кількість альтернативних пунктів закінчення пересувань до пункту m ;

O – загальна кількість альтернативних пунктів закінчення пересувань [14].

Основними недоліками методу зустрічних можливостей є припущення про однорідність розподілу альтернативних пунктів закінчення пересувань по досліджуваній області та використання відстані як фактору, що визначає кореспонденції [14].

В межах синтетичного підходу до моделювання кореспонденцій також можна виділити модель Г.В. Шелейховського, в основу котрої покладені виявлені даним вченим закономірності розселення населення по території міст:

$$P_{j(t_1, t_2)} = A_j \int_{t_1}^{t_2} \frac{1}{T_{\text{макс}}} \ln \frac{T_{\text{макс}}}{t_n} dt_{\text{п}}, \quad (1.27)$$

де $P_{j(t_1, t_2)}$ – потік пасажирів із зони, що знаходиться між ізохронами t_1 і t_2 , у зону j , пас.;

A_j – місткість j -ї зони (об'єкту тяжіння) з прибуття, пас. [4].

Отже, загальним недоліком всіх синтетичних моделей розрахунку пасажирських кореспонденцій є недостатньо обґрунтоване використання як труднощі сполучення лише одного транспортного фактору – дальності пересування пасажирів (вираженій через відстань або час пересування). Спробою ліквідації даного недоліку була робота [69], в якій за трудність сполучення приймалися загальні транспортні витрати на пересування, а оцінка результатів моделювання транспортного попиту здійснювалась за зручністю сполучення між ТР, часом пересування між ними та кількістю здійснених пересадок. Однак, у роботах [25, 70-72] вказано, що транспортні фактори не є основними при формуванні попиту населення на послуги ГТ.

Також для синтетичних моделей властивий дуже вузький перелік показників, що визначають формування кореспонденції, а їх вибір робиться часто на основі суб'єктивних міркувань [73] і не дозволяє повністю передати ймовірнісний, багатofакторний характер трудових зв'язків [41]. Результати, що отримуються за розглянутими моделями, часто мають значні відхилення від реальних [74], тоді як ймовірнісний характер попиту на транспортні послуги допускає похибку розрахункових даних не більше 20-25 % [75].

Недоліки вищеописаних синтетичних моделей формування МК спричинили виникнення ймовірнісного підходу до моделювання пасажирських кореспонденцій, в рамках якого особливої уваги заслуговують моделі дискретного вибору [29, 64]. Дані моделі засновані на припущенні про те, що кожен індивідуум обирає шлях прямування з деякої скінченної кількості альтернатив на основі їх соціально-економічних характеристик та відносної привабливості [62]. Найбільш розповсюдженими моделями даного класу є мультиноміальна логіт-модель (Multinomial Logit – скорочено MNL), ієрархічна логіт-модель (Nested Logit – скорочено NL), мультиноміальна пробіт-модель (Multinomial Probit – скорочено MNP), змішана логіт-модель (Mixed Logit – скорочено ML). Розрахунок значень кореспонденцій

на основі цих моделей здійснюється не безпосередньо, а заснований на ймовірності вибору пасажиром (індивідуумом) певного шляху пересування з усіх для нього можливих та прийнятних [62, 76, 77].

Моделі дискретного вибору у порівнянні з синтетичними дозволяють більш «ретельно» підійти до розрахунку кореспонденції, але оцінка їх точності дуже ускладнена потребою у реальній інформації про пересування, отримання якої можливе лише шляхом проведення натурних обстежень. Окрім цього, у роботі [60] вказано на те, що розповсюджена в транспортному моделюванні MNL-модель не придатна для опису реальної поведінки людини при невеликих витратах на пересування, оскільки в даному випадку відповідність між результатом розрахунку та реальним вибором пасажирів є практично не досяжною.

До класу ймовірнісних моделей також можна віднести моделі множинної кореляції [1]. Сутність даних моделей полягає у встановленні факторів, що визначають виникнення потреб у пересуваннях, та їх впливу на формування пасажиропотоків через визначення коефіцієнтів у кореляційному рівнянні, що визначає кількість пересувань h_{ij} :

$$h_{ij} = a_0 + a_1x_1 + a_2x_2 + \dots + a_px_p, \quad (1.28)$$

де a_p – емпіричні коефіцієнти, що встановлюються на основі натурних обстежень пересувань міського населення;

x_p – незалежні фактори, які визначають формування пасажиропотоків.

Окремо в межах ймовірнісного підходу можна виділити моделі безпосереднього попиту (Direct Demand Models – скорочено DDM), які відрізняються від інших тим, що дозволяють одночасно вирішити три задачі моделювання потреб у пересуваннях – створення, розподіл та поділ. Загальна формула визначення кореспонденції згідно з даними моделями є мультиплікативною та записується як

$$h_{ijk} = \phi(P_i \cdot P_j)^{\theta_{T1}} (I_i \cdot I_j)^{\theta_{T2}} \prod_m [(t_{ij}^y)^{\alpha_{ry}^{(1)}} (c_{ij}^y)^{\alpha_{ry}^{(2)}}], \quad (1.29)$$

де ϕ , θ_{r1} , θ_{r2} , $\alpha_{ry}^{(1)}$, $\alpha_{ry}^{(2)}$ – параметри моделі;

P_i, P_j – чисельність населення районів i та j ;

I_i, I_j – рівень доходів населення в районах i та j ;

t_{ij}^y – час поїздки між ТР i та j з використанням шляху пересування y ;

c_{ij}^y – вартість поїздки між ТР i та j з використанням шляху пересування y ;

T – вид транспорту, яким можна користуватися при пересуванні між ТР i та j [62].

Недоліком моделі (1.29) є необхідність отримання досить великої кількості її параметрів емпіричним шляхом. Слід також додати, що у [62] зазначається, що дана модель мало використовувалась стосовно міських пасажирських перевезень та в більшій мірі відносилась до міжміського сполучення.

Питанням розрахунку МК присвячені, окрім вже розглянутих вище, ще багато робіт вітчизняних вчених. В роботах [78, 79] представлений підхід до розрахунку МПК в рамках гравітаційної моделі, який дозволив в більшому ступені у порівнянні зі звичайним калібруванням забезпечити відповідність аналогії, на якій побудована гравітаційна модель, але даному підходу залишились властивими недоліки синтетичних методів. Це відноситься і до роботи [80], де пропонується використовувати модифіковану функцію тяжіння гравітаційної моделі, та [81], де вказується на можливість використання гравітаційної моделі на макрорівні транспортного моделювання. Моделюванню транспортного попиту для досить великого об'єкту дослідження присвячена робота [82], де пропонується застосовувати модель функції щільності населення, але наведена методика є найбільш придатною для використання щодо приміських перевезень.

Роботи з питань моделювання потреб населення у пересуваннях виконані в багатьох державах СНД. Так, робота [83] присвячена ретельному огляду світового статистичного матеріалу щодо формування потреб у міських перевезеннях. Тут також запропонована ймовірнісна модель пересувань міського населення, але в цілому робота представляє собою зведення статистичної інформації. Докладний аналіз факторів формування транспортних потреб представлений в [84], однак слід звернути увагу, що в роботі немає конкретних пропозицій щодо формування МПК.

В роботі [85] попит на пересування пропонується визначати виходячи з матриць маршрутних кореспонденцій з їх наступним перетворенням у кореспонденції між ТР. Методика, викладена у [85], була застосована для розрахунку МК малих міст. Її застосування у великих містах є проблематичним, оскільки потребує проведення суцільного спеціально розробленого таблично-талонного обстеження пасажиропотоків. Визначенню МПК на основі результатів табличного обстеження пасажиропотоків також присвячена робота [86], але обґрунтованість застосованої у ній моделі розрахунку кореспонденцій можна поставити під сумнів.

Майже всім вищерозглянутим моделям розрахунку МПК властивий однозначний алгоритм розрахунку кореспонденцій та отримання в результаті точкової оцінки матриці. Кардинально інших підхід до визначення потреб населення у пересуваннях громадським транспортом представлений в рамках інтервальної концепції визначення станів МК, яку також можна віднести до ймовірнісних [25, 70, 85, 87]. В рамках даної концепції приймається гіпотеза про те, що потреби у трудових пересуваннях носять випадковий характер і описуються не одною МПК, а їх переліком. Кожна з матриць такого переліку представляє один з можливих станів транспортного попиту. Діапазон їх зміни знаходиться у межах, котрим відповідають стани попиту з мінімальною та максимальною транспортною роботою, що виконується в процесі пересування пасажирів по місту. Одним з пояснень такого представлення транспортних потреб може служити той факт, що практично кожен пасажир має можливість користуватися різними шляхами прямування на роботу, а також змінювати місце роботи або проживання.

На відміну від всіх інших моделей розрахунку матриці кореспонденцій (МК), концепція включає розрахунок оцінних показників, що визначають відмінності між певними матрицями. Одним з даних показників є різниця в транспортній роботі по реалізації МПК

$$\Delta PK = \sum_{i=1}^{N_{TP}} \sum_{j=1}^{N_{TP}} h_{ij} \cdot l_{ij} - \sum_{i=1}^{N_{TP}} \sum_{j=1}^{N_{TP}} h'_{ij} \cdot l_{ij}, \quad (1.30)$$

де h_{ij} – значення кореспонденції між ТР i та j у базовій МК, пас.;

l_{ij} – відстань між районами i та j , км;

h'_{ij} – значення кореспонденції між ТР i та j у експериментальній МК, пас.

Іншим показником є відхилення значень кореспонденцій

$$\Delta H = \sqrt{\sum_{i=1}^{N_{TP}} \sum_{j=1}^{N_{TP}} (h_{ij} - h'_{ij})^2}, \quad (1.31)$$

За допомогою ΔPK і ΔH можна оцінити межі інтервалу, в якому знаходяться достовірні МПК. Недоліком даної концепції є широкий діапазон зміни станів МК, що робить оцінку транспортного попиту доволі «розмитою». Ліквідація цього недоліку можлива за рахунок визначення шляхів звуження зазначеного діапазону.

В результаті огляду сучасних методів визначення МПК необхідно відзначити відсутність загальноприйнятого підходу до розрахунку трудових кореспонденцій. Переважна більшість моделей дають точкову оцінку МК та не враховують ймовірнісного характеру формування трудових зв'язків населення. Окрім цього, в переважній більшості робіт, де розглядаються питання визначення потреб у перевезеннях ГТ [1, 14, 25, 29, 35-56, 60, 61, 63-76, 78, 80-87], закономірності розселення населення безпосередньо при розрахунку МПК не використовуються. Лише в роботі [4] наводиться модель розрахунку кореспонденцій (1.27) з використанням функції (1.3). При цьому особливістю та водночас недоліком цієї моделі є неврахування місткостей ТР по відправленню.

Таке «ігнорування» ФР при розрахунку МПК не можна вважати виправданим, оскільки закономірності розселення населення являють собою просторовий розподіл потреб у пересуваннях по території міста. Можливість застосування ФР для розрахунку кореспонденцій між ТР, проілюстрована моделлю (1.27), вказує на доцільність розробки нової методики визначення (формування) ФР населення сучасних міст та розрахунку потреб у перевезеннях ГТ на її основі. Це потребує наявності інформації, яка б прямо чи опосередковано відбивала закономірності у розселенні населення. В теперішній час вона може бути отримана шляхом аналізу ТМ ГТ міст, оскільки їх формування здійснюється, в основному, під впливом транспортних потреб.

1.4 Взаємозв'язок інфраструктури громадського транспорту та розподілу транспортних потреб по території міста

На цей час можна вважати, що загальний вигляд графіку ФР населення від відстані або часу пересування, представлений на рис. 1.2 – 1.15, є відомим. Аналіз наведених на рисунках кривих вказує на відсутність помітної різниці в результатах групування при використанні як аргументів ФР відстані чи часу пересування. Слід відзначити, що дані, на основі яких побудовані згадані криві, стосуються лише ГТ, але для міст України такий підхід є більш ніж обґрунтованим, оскільки в них послугами ГТ, як зазначалось, користується від 70 до 80 % мешканців [25].

Проведений аналіз публікацій показав, що ТМ ГТ та її характеристики у відомій теорії розселення населення безпосередньо не враховуються – ГТ розглядається лише як фактор, що визначає складність пересування відносно основних його напрямів, виходячи з власного рівня розвитку [1, 2, 4, 5].

Формування ТМ ГТ здійснюється під впливом значної кількості факторів, взаємодія яких призводить до певної випадковості характеру її розвитку [88-91]. Серед цих факторів можуть бути виділені і найбільш впливові, одним із яких слід вважати наявність потреб пасажирів у перевезеннях [92, 93], задоволення яких є основним призначенням ГТ. Виходячи з цього, розташування об'єктів мережної інфраструктури, тобто пропозиції транспорту, в першу чергу визначається транспортними потребами. При значній частці маршрутних пасажирських перевезень, яка характерна для українських міст, ТМ ГТ є інструментом, придатним для вивчення процесу розселення населення. Це обумовлене наявністю таких елементів інфраструктури ГТ, як ЗП, оскільки вони є «місцями концентрації» поїздок міського населення, тобто пунктами взаємодії пасажирів, що бажають здійснити поїздки (задають потреби у транспортних послугах), та транспортної мережі ГТ (що за посередництвом рухомого складу задовольняє потреби пасажирів). Всі інші характеристики ТМ ГТ, зокрема довжини перегонів та відстані між парами ЗП міст, є похідними від просторового розташування ЗП.

Дослідження даних характеристик повинне проводитись з використанням засобів теорії ймовірностей і математичної статистики, що

окрім вітчизняних вчених [2, 52], підтверджується західними науковцями [88, 89]. Останні розглядають ТМ як самоорганізуючі ієрархічні структури, формування яких здійснюється під впливом інтересів органів влади, власників крупного бізнесу, користувачів мереж та багатьох інших суб'єктів і, відповідно, є випадковим всупереч певним планувальним розробкам [88]. Для опису розвитку транспортних мереж побудована значна кількість моделей, серед яких можна виділити динамічні, гібридні, агентні, імітаційні, фрактальні, тощо [91]. Також були здійснені спроби провести аналогію між процесом розвитку транспортної мережі та поведінкою мікроорганізмів при пошуках поживних речовин [88].

Ще слід звернути увагу на те, що на пересування людей, зокрема вибір пунктів відправлення та призначення, транспорт як об'єкт міської інфраструктури здійснює досить вагомий вплив [10]. Так, виробничі чи житлові споруди є доволі стабільними об'єктами. При розгляді ж ТМ можна спостерігати певну випадковість характеристик її елементів на фоні тривалих часових періодів [88, 89]. Тут слід зауважити, що зміни в мережі впливають на доступність об'єктів та поїздки людей до них. Пересування при цьому є найбільш динамічним елементом життєдіяльності міста, який доволі швидко пристосовується до всіляких змін [89], що є відображенням самоорганізації міського населення, яка знаходить свій прояв у виникненні закономірностей розселення [1].

Як відомо, основне навантаження на ТМ припадає на ранкові години-пік, коли основна маса поїздок населення є трудовими. Це дозволяє зробити висновок про те, що вибір людиною місця прикладання праці є одним із головних чинників формування транспортних потреб [25, 70, 71, 94]. В існуючих моделях розподілу кореспонденцій цей процес описується, в основному, через використання як аргументів функцій тяжіння відстані або часу пересування на роботу. В той же час в роботі [25] показано, що при виборі людиною місця роботи як місця постійного транспортного тяжіння транспортні фактори не є вирішальними, а основна роль належить соціальним. Це є справедливим, але з огляду на значну роль в сучасних дослідженнях такого фактору, як відстань, її використання при побудові функцій розселення населення потребує ретельного обґрунтування.

Виправданість використання транспортних факторів в моделюванні може бути проілюстрована наступними прикладами. Вартість

земельних ділянок в центральних частинах міст або в бізнес-центрах вища, аніж в інших районах, причиною чого в значному ступені можна вважати їх високу транспортну доступність [53, 95]. Ці пов'язані параметри враховуються у відомих моделях землекористування (Land Use Models) та просторової взаємодії (Spatial Interaction Models) [54, 58, 88]. Іншим яскравим проявом застосування транспортних факторів є моделювання транспортних потоків на основі принципів Вардропа [96-98].

До цього слід додати, що всі існуючі ФР мають одну й ту саму форму кривої, яка відрізняється лише крутизною зростання та спаду. В результаті можна стверджувати, що використання транспортних факторів в розрахунках та моделюванні є загальноприйнятою практикою, а результати розрахунків за моделями доволі часто добре описують емпіричний матеріал [54-56, 62, 65, 88, 96-98].

З огляду на все вищезазначене слід відмітити, що по суті неврахування ролі ГТ є недоліком існуючої теорії розселення, оскільки ТМ ГТ являє собою пропозицію транспорту, а зупиночні пункти є місцями зв'язку транспортного попиту та пропозиції. Це дозволяє розглядати закономірності розселення населення в залежності від характеристик ТМ ГТ. Викладене вище також підтверджує випадковість характеристик ТМ і явну пристосовуваність населення до них, що дає можливість обрати дані характеристики за основу визначення розподілу пасажирів за дальністю пересувань, котра повністю визначається шляхом прямування пасажирів в системі ММПТ. Відносно відстані або часу підходу до ЗП та відходу від нього можна зробити припущення, що вони є несуттєвою частиною дальності пересування громадським транспортом між житлом та роботою і не здійснюють значного впливу на закономірності розселення населення.

Підводячи підсумок можна сказати, що для визначення причин існування закономірностей розселення міського населення на прикладі українських міст початку 21-го сторіччя в даній монографії за основу може бути взятий розподіл дальності транспортних трудових пересувань мешканців міст, реалізованих на ГТ.

Висновки

1. Відомі в теперішній час ФР були отримані шляхом апроксимації великого обсягу емпіричного матеріалу, здобутого в ході широ-

комасштабних обстежень пересувань городян, але при цьому причини виникнення закономірностей розселення залишилися невиявленими. Аналіз відомих кривих розселення вказує на збіг їх зовнішнього виду з видом кривої щільності гама-розподілу з параметром форми, більшим за одиницю. Це дозволяє висунути гіпотезу про загальність причин виникнення закономірностей розселення, котрі можна виявити шляхом аналізу ТМ ГТ, які формуються під впливом транспортних потреб.

2. Більшості існуючих моделей розрахунку МПК властивий етап калібрування кореспонденцій, що істотно порушує їх підґрунтя та піддає сумніву достовірність результатів розрахунків, оскільки калібрування є своєрідною «підгонкою» значень кореспонденцій під виконання тих чи інших обмежень. Окрім цього, майже всі моделі розрахунку МК засновані на використанні лише транспортних факторів при розподілі поїздок та не враховують випадкового, багатофакторного характеру формування трудових зв'язків міського населення.

3. Аналіз існуючих підходів до визначення МК свідчить про практично повне ігнорування у них об'єктивно існуючих закономірностей розселення населення, котрі мають пряме відношення до потреб у транспортних послугах, будучи відображенням їх просторового розподілу по території міста. Це вказує на доцільність розробки методики формування МПК на основі ФР населення, що дозволить врахувати ймовірнісний характер кореспонденцій та підвищити рівень достовірності результатів транспортного моделювання.

4. При визначенні МК на основі ФР населення як підґрунтя доцільно взяти інтервальну концепцію моделювання потреб у послугах ГТ як таку, що забезпечує достовірну оцінку результатів транспортного планування. Використання закономірностей розселення в рамках інтервальної концепції дозволить вдосконалити її за рахунок звуження меж достовірних станів МК.

5. Дослідження ФР в сучасних умовах доцільно будувати на основі характеристик ТМ ГТ, оскільки в українських містах ГТ є основним постачальником перевізних послуг, який забезпечує 70-80 % трудових пересувань населення. При цьому характеристики ТМ ГТ можна вважати випадковими, оскільки вони формуються під впливом багатьох факторів, що вказує на можливість їх вивчення із застосуванням засобів теорії ймовірностей та математичної статистики.

2 ТЕОРЕТИЧНІ ОСНОВИ ФОРМУВАННЯ ПОТРЕБ У ПЕРЕВЕЗЕННЯХ НА ОСНОВІ ФУНКЦІЙ РОЗСЕЛЕННЯ НАСЕЛЕННЯ МІСТ

Просторові характеристики інфраструктури ГТ, зокрема розташування ЗП, досить чітко визначають місця зародження та закінчення пересувань міського населення, що створює передумови для визначення причин загальності вигляду кривої розселення. Для виявлення цих причин доцільно дослідити характеристики ТМ ГТ, які є похідними від просторового розташування ЗП та задають закономірності у відстанях трудових пересувань. Це дозволить визначити роль МПК у формуванні ФР та шляхи використання останньої при моделюванні потреб у перевезеннях.

2.1 Формалізація процесу формування функції розселення

В даній монографії вирішується задача визначення потреб у перевезеннях громадським транспортом на основі закономірностей трудового розселення населення міст. Через це виникає необхідність дослідження причин існування відомих на сьогоднішній день закономірностей розселення та оцінки ролі МПК в формуванні ФР.

Гіпотетичною основою для визначення закономірностей розселення в монографії є припущення про випадковість природних процесів розподілу об'єктів тяжіння зі зростанням чисельності населення і території міста при загальному прагненні людей жити і працювати якомога ближче до міського центру. З одного боку, ця гіпотеза ґрунтується на дуже великій кількості факторів, які зумовлюють вибір людиною місць роботи та проживання, з іншого – на загальновідомій тенденції до зростання вартості об'єктів нерухомості від меж міста до його центру. Окрім цього, самі закономірності трудового розселення, що відповідають певній функції розподілу випадкової величини відстані трудового пересування, свідчать про необхідність підходу до їх вивчення з точки зору теорії ймовірностей.

Задачі роботи вимагають декомпозиції території міста і виділення на ній точок генерації та поглинання пересувань. Альтернативними варіантами для цього можуть служити або ЗП ГТ, або ТР в моделі ТС міста. Декомпозиція території на основі координат ЗП обмежує сферу використання результатів, які можна буде отримати, тільки

громадським транспортом міст. Транспортні райони є більш універсальними, однак являють собою відображення в деякому ступені суб'єктивних поглядів проектувальника на територію міста.

З цієї точки зору розміщення ЗП у місті є абсолютно об'єктивним, що дуже важливо при вивченні випадкових процесів, і тому інформаційною базою для розробки теоретичних основ формування ФР та експериментальної перевірки відповідних положень у даній роботі є просторові характеристики ЗП ГТ. Це створює можливість дослідження ФР лише пасажирів ГТ, виключаючи будь-які варіанти пересування індивідуальним транспортом чи пішки. У зв'язку з цим всі пересування в межах зон ЗП (об'єктів тяжіння), що розташовуються на головній діагоналі матриці кореспонденцій, будуть рівними нулю.

Розрахунковою базою для формування ФР повинна бути ТМ ГТ, тобто модель інфраструктури, що забезпечує роботу міських маршрутів. В роботі вважається, що інфраструктура ГТ достатньо повно відповідає транспортним потребам населення міста. Оскільки розташування ЗП визначає місця зародження та закінчення поїздок пасажирів громадського транспорту, відстані між парами ЗП відправлення та прибуття (або між об'єктами тяжіння, які зумовили виникнення цих ЗП) можуть служити основою для отримання ФР населення:

$$w = f(l_{ij}), \quad (2.1)$$

де w – функція розселення населення;

l_{ij} – відстані між парами ЗП i та j , які для зручності в даній монографії будуть називатися просто відстанями між зупиночними пунктами (ВЗП).

При цьому параметри ФР варто приймати незалежними від варіанту ММ. Ця умова доволі очевидна, тому що поточні зміни маршрутів навряд чи призводять до відчутних міграційних процесів у місті і в такому випадку дальність пересування пасажирів (яка відповідає ВЗП) у (2.1) повинна визначатися єдиним найкоротшим шляхом між пунктами початку і закінчення пересування.

Таким чином, для виявлення глибинних причин виникнення закономірностей у розподілі відстаней пересувань населення міста треба дослідити закономірності у найкоротших відстанях l_{ij} . Для

цього необхідно побудувати логічний ланцюжок взаємозв'язку між ними та розміщенням ЗП на території міста, який буде відбивати існуючі залежності між просторовими характеристиками ТМ ГТ. Це дослідження повинне базуватись на гіпотезі про випадковий характер горизонтальних координат ЗП на території міста, який обумовлений впливом багатьох факторів, у тому числі умовами місцевості, індивідуальною та колективною діяльністю мешканців міст та підприємців, історичними умовами, корисними копалинами тощо. При цьому величиною вертикальних координат (аплікат) можна зневажати.

Першим параметром, який визначається розташуванням ЗП, є довжина перегону ГТ

$$l_k = f(X; Y), \quad (2.2)$$

де l_k – фактична довжина k -го перегону, км;

X, Y – координати (абсциса та ордината) ЗП на території міста.

Необхідно брати до уваги, що розміщення ЗП є однією із основних задач при проектуванні мережі ГТ. Існують певні вимоги до розташування зупинок, основні з яких містяться у Держаних будівельних нормах (ДБН) України [33, 34] та є наступними:

- ЗП автобусних маршрутів слід розташовувати за перехрестями ВДМ на відстані не менше 5 м від пішохідного переходу та перехрестя;

- ЗП тролейбусних маршрутів слід розташовувати за перехрестями ВДМ на відстані не менше 20 м від пішохідного переходу та перехрестя;

- трамвайні зупинки розміщують до перехресть ВДМ на відстані не менше 5 м від них та перед пішохідним переходом;

- розташування ЗП повинне забезпечувати нормативну відстань пішохідного підходу:

- 1) не більше 500 м за виключенням зон масового відпочинку, в яких дальність підходу встановлюється не більше 800 м;

- 2) в центрі міста та у виробничих зонах дальність підходу встановлюють не більше 250 м та 400 м відповідно;

- довжини перегонів на автобусних, тролейбусних та трамвайних маршрутах повинні знаходитися у межах 400-600 м;

- довжини перегонів на маршрутах експрес-автобусів та швид-

кісних трамваїв повинні знаходитися у межах 800-1200 м.

Також у [34] зазначено, що відхилення від цих вимог є допустимими для автобусних та тролейбусних маршрутів у наступних випадках:

- до перехрестя розташований великий пасажироутворюючий об'єкт або вхід до підземного пішохідного переходу;
- резерв пропускної здатності ділянки ВДМ до перехрестя більший, ніж за ним;
- за перехрестям починається під'їзд до мосту, тунелю чи шляхопроводу.

Окрім цього, у [1] говориться, що причинами відходу від вимог щодо розміщення ЗП може бути заборона їх розташування на значних підйомах, вузьких тротуарах, впоперек дворових виїздів, навпроти житлових споруд, біля під'їздів великих підприємств та установ, а також забезпечення пересадок з одного маршруту на інший без необхідності перетину проїжджої частини, тощо.

Разом з тим, не дивлячись на загальновідомий факт взаємодії маршрутів різних видів транспорту між собою, конкретних вимог, окрім міркувань з безпеки пасажирів, до взаємного розташування зупинок маршрутів різних видів транспорту не існує.

Виходячи із досить широких меж інтервалу можливих відстаней між ЗП маршрутів одного виду транспорту та допустимих відхилень від встановлених нормативними документами правил, взаємне розташування ЗП різних видів транспорту та довжини перегонів між ними можна вважати випадковими і такими, що визначаються великим переліком факторів, серед яких одним із головних слід вважати рівень попиту на перевезення. Це додатково вказує на доцільність дослідження всіх згаданих характеристик ТМ ГТ за допомогою засобів теорії ймовірностей та математичної статистики.

З огляду на вищевикладене, в даній монографії під довжинами перегонів l_k будуть розумітися відстані між суміжними ЗП не залежно від їх приналежності до маршрутів різних видів ГТ – автобусного, тролейбусного чи трамвайного – важливо лише, щоб існував відрізок ВДМ, що поєднує суміжні зупинки. Це пояснюється тим, що в загальному випадку людині не важливо до маршруту якого виду транспорту відноситься ЗП, тому що її основна мета – здійснити поїздку до потрібного пункту призначення. Кількість доступних для людини ЗП відправлення чи прибуття лише визначає набір альтер-

нативних шляхів прямування, але ніяким чином не підвищує і не зменшує потреби цієї людини у пересуванні.

Такий підхід до розгляду характеристик ТМ ГТ дасть додаткову можливість говорити про незалежність отриманої на їх основі функції розселення населення від параметрів ММ ГТ.

Переходячи до ВЗП l_{ij} як основи для визначення ФР, потрібно відмітити, що дані відстані можуть бути визначені як певна сукупність перегонів l_k :

$$l_{ij} = f(l_k). \quad (2.3)$$

Відстані l_{ij} , якщо їх розглядати як сукупність перегонів l_k , визначаються конфігурацією ТМ. Тут варто звернути увагу на те, що на сьогоднішній день відсутня єдина теорія проектування ММ ГТ. Переважна більшість підходів до розробки ММ є евристичними та полягають у розгляді та оцінці її різних варіантів за обраними критеріями [99-102]. Все це ще раз підтверджує випадковий характер формування інфраструктури ГТ.

Таким чином, ФР населення в даній роботі можна визначити як функцію розподілу випадкової величини відстаней трудових пересувань (які реалізуються по шляхах l_{ij}) тієї частини мешканців міст, які користуються громадським транспортом для поїздок з домівок до місць прикладання праці.

Сама дальність пересування пасажирів являє собою досить специфічну випадкову величину. На перший погляд вона неперервна, однак насправді є дискретною. Дійсно, ФР відображає ймовірність появи кінцевої сукупності значень відстаней між пунктами початку і закінчення пересування. Кількість таких відстаней обмежена величиною $(N^2 - N)$, де N – загальна кількість ЗП у місті. Реальна кількість відстаней може бути меншою за цю величину, тому що в матриці найкоротших відстаней можливі повторення деяких значень l_{ij} .

Ця властивість ФР не заперечує можливості її опису як неперервної випадкової величини, однак процес трансформації однієї випадкової величини (найкоротші ВЗП l_{ij}) в іншу випадкову величину (відстань трудових пересувань) вимагає пояснення: він полягає в тому, що значення кожної відстані l_{ij} повторюється в лінійному

масиві відстаней h_{ij} разів, якщо h_{ij} є величиною кореспонденції між ЗП i та j , рис. 2.1.

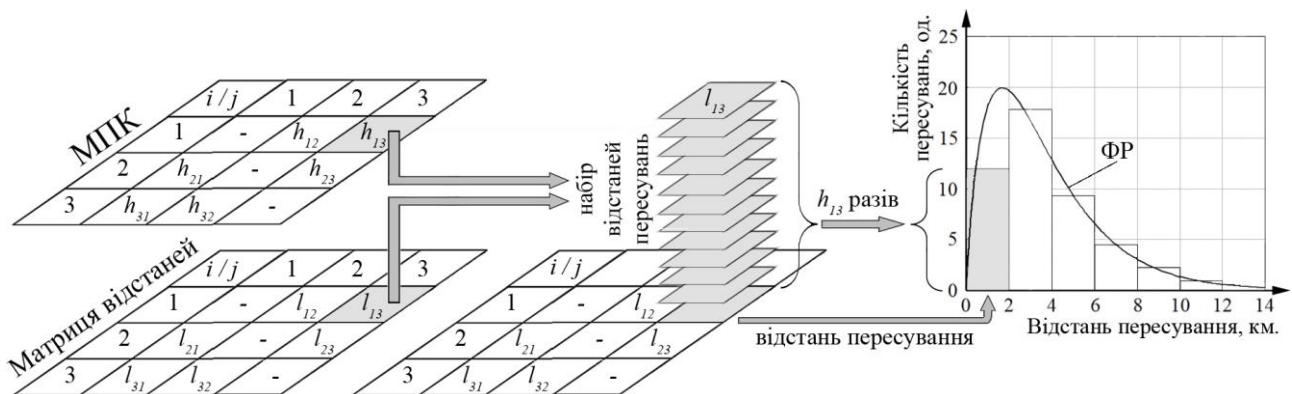


Рис. 2.1. Трансформація матриці відстаней в ліній набір відстаней пересувань

Для кращого розуміння даної трансформації можна дещо спростити ситуацію, припустивши, що кожне значення ВЗП зустрічається лише один раз. Тоді ймовірність його появи в повному наборі дальностей трудових пересувань з H значень рівна $P(l_{ij}) = \frac{h_{ij}}{H}$, де H – загальна кількість трудових пересувань громадським транспортом в матриці. Тобто величина кореспонденції між ЗП i та j безпосередньо визначає ймовірність появи відповідного значення в наборі дальностей трудових пересувань.

Це добре видно на наступному прикладі. Нехай модельований об'єкт складається з трьох ЗП, розташованих на кільцевій дорозі з одностороннім рухом за годинниковою стрілкою, рис. 2.2. За розглянутий період між зупинками виконується 12 поїздок відповідно до наведеної МК. Також на рис. 2.2 наведена матриця відстаней між зупинками.



Рис. 2.2. Вихідні дані для трансформації ВЗП у функцію розселення

Гістограми розподілу відстаней між зупинками та відстаней пересувань наведені на рис. 2.3. У даному прикладі ВЗП відповідають прямокутному розподілу, а дальності пересувань пасажирів – трикутному. Взагалі, для заданих місткостей ЗП у наведеному прикладі може бути отримано три варіанти МК, але немає сенсу наводити тут два інших варіанти матриці – важливо тільки те, що вони призводять до розподілів дальностей пересувань, відмінних від розподілу ВЗП як таких. Таким чином, підсумковий розподіл дальності пересування пасажирів залежить як від ВЗП, так і від їх подальшого перетворення через МК.

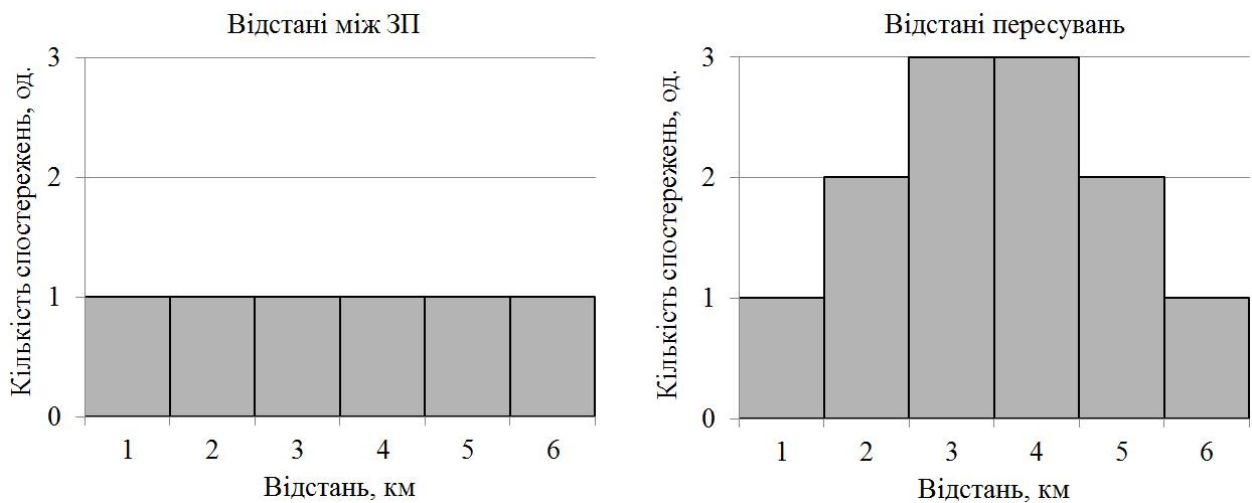


Рис. 2.3. Розподіл ВЗП та відстаней пересувань

Також у наведеному прикладі при такій кількості відправлень та прибуттів на ЗП вільно можна було би задавати лише одне значення кореспонденції, а всі інші значення – повністю залежать від нього. У реальних задачах кількість ступенів свободи у МК дуже велика і тому реальна матриця має дуже велику кількість можливих станів, кожен з яких призводить до свого розподілу дальностей пересувань.

Для з'ясування причин, що призводять до виникнення загально-відомого виду ФР, спочатку необхідно визначити, яким може бути розподіл ВЗП для реальних міст, а потім оцінити результати трансформації цих відстаней через МПК. Така оцінка в тому числі дасть можливість перевірки правдоподібності існуючих моделей формування МПК.

2.2 Теоретичні основи виникнення закономірностей у характеристиках транспортних мереж громадського транспорту

При вивченні ФР населення з використанням таких характеристик ТМ ГТ, як координати ЗП, довжини перегонів та відстані між ЗП, необхідним є дослідження теоретичних передумов виникнення закономірностей у зазначених випадкових величинах.

Як вже згадувалось, ВЗП представляють собою основу для визначення ФР. Будь-який шлях між ЗП ГТ являє собою сукупність перегонів між суміжними зупинками і тому є функцією довжини перегонів та їх кількості:

$$l_{ij} = \sum_{k=1}^{n_{ij}} l_k, \quad (2.4)$$

де n_{ij} – кількість перегонів між ЗП i та j , од.

Оскільки кількість перегонів на шляху між ЗП i довжина кожного окремого перегону можуть розглядатися як випадкові величини, значення найкоротших відстаней l_{ij} являють собою суму випадкової кількості випадкових доданків (кількість перегонів є константою лише при розгляді однієї ВЗП l_{ij} – якщо розглядати весь набір l_{ij} для цілого міста, то кількість перегонів n_{ij} на шляху між ЗП i та j буде випадковою величиною). Першопричиною цього є випадкові координати кожного ЗП.

Для визначення статистичних характеристик кількості перегонів на шляху між ЗП i довжин цих перегонів слід розглянути процес розширення міської території з точки зору гіпотези дослідження, котра полягає у припущенні про випадковість процесів розподілу об'єктів тяжіння при розширенні території міста поряд із загальним прагненням людей жити і працювати якомога ближче до міського центру.

Для ГТ в термінах теорії ймовірностей ця гіпотеза може бути формалізована як симетричний розкид кожної з двох горизонтальних координат ЗП відносно центру міста. Звісно, це правило є придатним для застосування тільки при приблизній рівності географічних чи адміністративних умов на територіях, що оточують забудовану частину міста. Наприклад, воно не може бути поширеним на приморські

міста чи міста, збудовані на підніжжях гір.

Для звичайних («нормальних») умов розташування та місцевості міста логічно припустити, що розкид координат ЗП буде приблизно нормальним. У цьому випадку розподіл відстаней за повітряною лінією між кожною зупинкою ГТ і центром міста має відповідати розподілу Релея

$$F(d_j) = 1 - e^{-\frac{d_j^2}{2\sigma_d^2}} \quad (d_j > 0), \quad (2.5)$$

де d_j – відстань за повітряною лінією між ЗП j і центром міста, км;

σ_d – параметр розподілу Релея стосовно відстаней d_j [103].

Як центр міста повинна виступати точка на території історичного центру, від якої здогадно починалося розширення міської території. В окремому випадку зазначена точка може збігатися з одним із ЗП ГТ. Це дозволяє одночасно врахувати позицію інших ЗП по відношенню до обраного в контексті їх появи по мірі росту міста та взяти до уваги конфігурацію міської території.

Для перевірки висунутого припущення не обов'язково перевіряти ортогональність і нормальність розподілу координат – це досить складний і неоднозначний процес, який вимагає виконання досить жорстких умов, при чому невиконання або неповне виконання цих умов не завжди слід розцінювати як відхилення гіпотези про близькість розподілу координат ЗП до нормального. Гіпотезу ж можна буде вважати такою, що не суперечить дійсності, при відповідності емпіричного розподілу d_j закону Релея [103].

За умови підтвердження висунутої гіпотези довжини перегонів можливо розглянути як величину, що визначалася повсякчасним насиченням одних і тих же за своєю суттю подій при розвитку транспортної системи – появою нових ЗП. В цьому випадку перегін можна представити як відстань між ЗП, що з'явився поза межами окружності, окресленої навколо всіх існуючих нормально розсіяних ЗП, та ЗП, що лежить на цій окружності, рис. 2.4.

Одразу слід зазначити, що величина Δr представляє собою ширину відповідного кільця та може розглядатися як мінімальна довжина перегону між існуючим ЗП та новим ЗП, що з'явився внаслідок розвитку транспортної інфраструктури міста. Ця довжина виникає,

коли перегін є прямим та існуючий ЗП розташований на одному радіусі з новим ЗП, як на рис. 2.4. У всіх інших випадках довжина перегону буде дещо більшою.

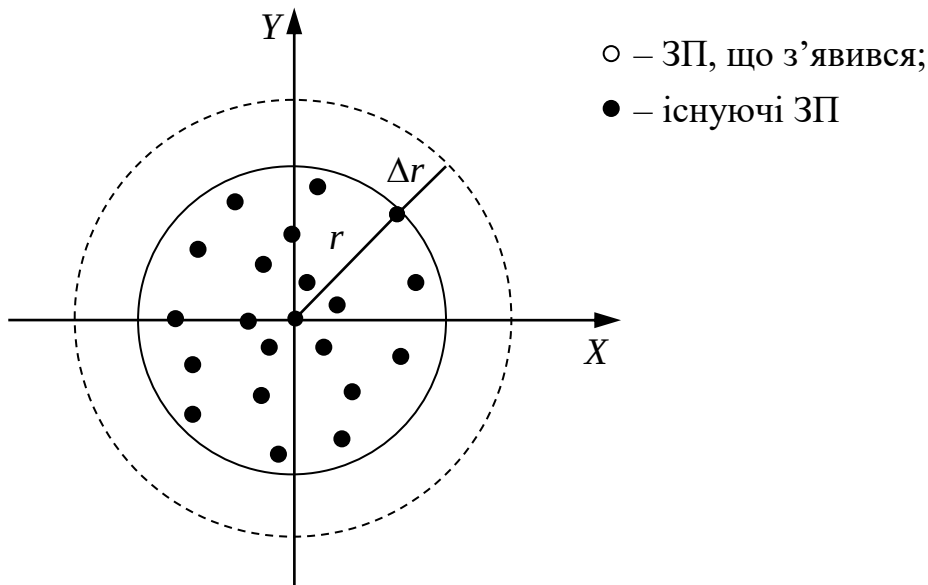


Рис. 2.4. Графічне відображення формування нового перегону

Для вивчення властивостей мінімальної довжини перегону доцільно ввести випадкову величину $R = r + \Delta r$, яка являє собою відстань від нового ЗП до центру розсіювання. Функція розподілу даної випадкової величини рівна ймовірності того, що її значення перевищить радіус r кола, окресленого навколо існуючих ЗП.

Оскільки ймовірність виникнення ЗП всередині згаданого кола визначається функцією розподілу Релея [103], функція розподілу величини R запишеться як

$$F_R = P(E) = P\{R > r\} = 1 - P\{R < r\} = 1 - \left(1 - e^{-\frac{r^2}{2\sigma_r^2}} \right) = e^{-\frac{r^2}{2\sigma_r^2}}, \quad (2.6)$$

де E – подія, яка полягає у появі нового ЗП поза колом радіусу r ;

σ_r – параметр розподілу Релея стосовно величини R .

Після цього можна знайти ймовірність того, що новий зупиночний пункт з'явиться поза межами кола радіусу r , але в межах кола радіусу $(r + \Delta r)$. Дана ймовірність являє собою ймовірність потрап-

ляння ЗП в кільце з меншим радіусом r та більшим радіусом $(r + \Delta r)$:

$$\begin{aligned}
 P(J) &= P\{(R > r) \cap (R \leq r + \Delta r)\} = P\{R > r\} - P\{R > r + \Delta r\} = \\
 &= e^{-\frac{r^2}{2\sigma_r^2}} - e^{-\frac{(r+\Delta r)^2}{2\sigma_r^2}} = e^{-\frac{r^2}{2\sigma_r^2}} \cdot \left(1 - e^{-\frac{r \cdot \Delta r}{\sigma_r^2} - \frac{\Delta r^2}{2\sigma_r^2}}\right) = \\
 &= P(E) \cdot \left(1 - e^{-\frac{r \cdot \Delta r}{\sigma_r^2} - \frac{\Delta r^2}{2\sigma_r^2}}\right),
 \end{aligned} \tag{2.7}$$

де J – подія, яка полягає у потраплянні ЗП в кільце.

З огляду на процес розгалуження ТМ зрозуміло, що новий ЗП виникатиме поза межами внутрішнього радіусу розглянутого кільця. Тому ймовірність події J при умові, що поява ЗП поза межами внутрішньої окружності є достовірною подією $P(E) = 1$, визначається виразом

$$P(J|E) = 1 - e^{-\frac{r \cdot \Delta r}{\sigma_r^2} - \frac{\Delta r^2}{2\sigma_r^2}} = 1 - e^{-\frac{2r \cdot \Delta r + \Delta r^2}{2\sigma_r^2}}. \tag{2.8}$$

В силу незалежності та однакового нормального розподілу координат точок площини (ЗП) ця умовна ймовірність співпадає з умовною ймовірністю потрапляння точки на відповідний відрізок кільця на будь-якому радіусі за умови, що точка виявилася поза межами внутрішньої окружності радіусу r . Саме цим обумовлений перехід від квадрату радіусу до його лінійного вимірника у виразі ймовірності (2.8). Тут слід відмітити, що $\Delta r \approx r$ лише в центрі міста, тобто в самому початку розвитку міської території. В таких умовах пересування в місті виконуються виключно пішки. Для умов функціонування ГТ слід вважати, що $\Delta r \ll r$. Тоді можливо прийняти $\Delta r^2 \approx 0$ та переписати ймовірність (2.8) як

$$P(J|E) = F(l_{k \min}) = 1 - e^{-\frac{r}{\sigma_r^2} \Delta r} = 1 - e^{-\lambda_r \cdot \Delta r}, \quad \lambda_r = r / \sigma_r^2, \tag{2.9}$$

де $l_{k\min}$ – мінімальна довжина перегону – прямого відрізка між двома точками на одній лінії, яка виходить з центру міста;

λ_r – параметр показникового розподілу $l_{k\min}$.

Права частина цього виразу є інтегрального формою показникового закону з параметром $\lambda_r = r / \sigma_r^2$. Так як ця умовна ймовірність є розподілом мінімальної довжини перегону, з (2.9) витікає, що він (розподіл) має бути показниковим.

Таким чином, відповідність розподілу фактичних відстаней по повітрю між зупинками ГТ і центром міста розподілу Релея приводить до потенційної можливості опису мінімальної довжини перегону показниковим законом розподілу. Але тут слід згадати, що ця довжина визначається не лише прямизною лінії, що з'єднує два ЗП – в значному ступені вона визначається взаємним розташуванням сусідніх ЗП, а це суперечить гіпотезі про випадковість процесів розподілу об'єктів тяжіння при розширенні території міста. Тому попередній висновок не може вважатися остаточною ані відносно довжини перегону, ані відносно можливості вважати розташування ЗП на території міста випадковим. Тим більше, що однократне неспростування гіпотези не може вважатися достатнім для її підтвердження.

Для більш поглибленого вивчення питання розташування ЗП на території міста варто розглянути взаємне розташування суміжних зупинок, що можна зробити, встановивши як будуть розподілені кінці перегонів, якщо сумістити початки перегонів в одну точку. Для цього як початок координат потрібно почергово брати кожний ЗП і вимірювати існуючі відстані до сусідніх ЗП по ТМ, не допускаючи повторних замірів одних і тих же перегонів. При суміщенні всіх можливих ЗП, з яких починаються перегони, в точці початку координат буде отримано розсіювання ЗП, якими закінчуються перегони. При випадковому розташуванні зупинок відносні координати кінців перегонів (ЗП) будуть розподілені близько до нормального закону. Перевірити це також можна за допомогою закону Релея (2.5), але з іншим параметром стосовно довжини перегону

$$F(l_k) = 1 - e^{-\frac{l_k^2}{2\sigma^2}}, \quad (2.10)$$

де σ – параметр розподілу Релея стосовно довжин перегонів l_k .

Відповідність довжин перегонів цьому розподілу буде додатково підтверджувати гіпотезу про випадковий характер розташування ЗП на території міста. Дане підтвердження, на перший погляд, суперечить попередньому висновку про показниковий закон розподілу $l_{k \min}$. Це протиріччя вирішується тією властивістю закону Релея, що ним може бути описаний квадрат показниково розподіленої випадкової величини і тому необхідно перейти від квадратичної до лінійної довжини перегону. Це можна зробити, застосувавши прийом лінеаризації з використанням розкладу у ряд Тейлора [103]:

$$l_k^2 = g(l_k) = g(t) + g'(t) \cdot (l_k - t), \quad (2.11)$$

де t – точка, в якій здійснюється розклад;

$g'(t)$ – значення першої похідної функції $g(t)$ в точці t , тобто $g'(l_k) = (l_k^2)' = 2l_k$.

Для розкладу доцільно обрати значення 0,5 км, при якому коефіцієнт при l_k буде дорівнювати 1, але з'явиться зсув фактичних довжин перегонів l_k на $\Delta l = 0,25$ км:

$$l_k^2 = l_k - \Delta l = l'_k. \quad (2.12)$$

Тоді, за умови $\lambda = 1/(2\sigma^2)$ закон Релея перетворюється на показниковий

$$F(l'_k) = 1 - e^{-\lambda(l_k - \Delta l)} = 1 - e^{-\lambda l'_k}, \quad (2.13)$$

$$l'_k = l_k - \Delta l \geq 0, \quad (2.14)$$

де λ – параметр показникового розподілу довжин перегонів l'_k .

Важливою в процесі лінеаризації є поява постійної складової у виразі (2.14) – параметру зсуву (Δl) розподілу довжин перегонів від початку координат. Тобто показниковому закону повинні відповідати не самі довжини перегонів, а їх випадкові складові, отримані після скорочення (фактичної) довжини перегону на деяку константу. Цей результат аналогічний залежності (2.9), де показниковому закону відповідає величина $l_{k \min} \leq l_k$.

Як наслідок, виникає необхідність експериментальної перевірки

можливості опису випадкових складових довжин перегонів l'_k показниковим законом розподілу. Для здійснення такої перевірки необхідно знайти відповідний параметр зсуву Δl . Велике значення даного параметру може спотворювати величини l_k , але якщо цей параметр буде незначним, тобто в декілька разів меншим за математичне сподівання l'_k , він не приведе до суттєвих помилок при визначенні розподілу l_{ij} . З урахуванням властивостей показникового закону, логічним виглядає прийняття як параметру зсуву мінімальної довжини перегону у місті $\Delta l = l_{\min}$:

$$\Delta l = \min(\forall l_k, k \in \{1, K\}) = l_{\min}, \quad (2.15)$$

де K – загальна кількість перегонів у місті, од.

Фактична довжина перегону з параметром зсуву в цьому випадку представлятиметься виразом

$$l_k = l'_k + l_{\min}, \quad (2.16)$$

де l'_k – скорегована на параметр зсуву довжина k -го перегону, км;

$l_{\min}$ – мінімальна довжина перегону у місті, яка виступає параметром зсуву величини l'_k , км.

Згідно з (2.4) та (2.16) довжину пересування між будь-якою парою ЗП у місті тепер можна записати як

$$l_{ij} = \sum_{k=1}^{n_{ij}} l_k = \sum_{k=1}^{n_{ij}} (l'_k + l_{\min}) = \sum_{k=1}^{n_{ij}} l'_k + \sum_{k=1}^{n_{ij}} l_{\min} = \sum_{k=1}^{n_{ij}} l'_k + n_{ij} \cdot l_{\min}. \quad (2.17)$$

Ця залежність є дуже важливою для визначення розподілу ВЗП, тому необхідно ретельно дослідити теоретичні передумови виникнення закону розподілу випадкової частини довжини перегону l'_k . Перетворення випадкової величини, розподіленої за законом Релея, у показникову величину лише ілюструє зв'язок між цими двома розподілами. Послідовне виникнення нових ЗП з розширенням території міста є значною ідеалізацією реального процесу розвитку міста, так як зазвичай розширення міської території супроводжується появою не одного, а декількох ЗП.

Для визначення теоретичних передумов виникнення закону

розподілу l'_k варто розглянути інші варіанти формування довжин перегонів, які відрізняються від раніше розглянутого. Значно більш реальним виглядає варіант призначення декількох проміжних ЗП між вже існуючим в ТМ кінцевим зупиночним пунктом (КЗП) та знов призначеним КЗП на новій території. З математичної точки зору це буде випадковий вибір точок розташування ЗП на заданому відрізку між двома кінцевими зупинками, рис. 2.5.

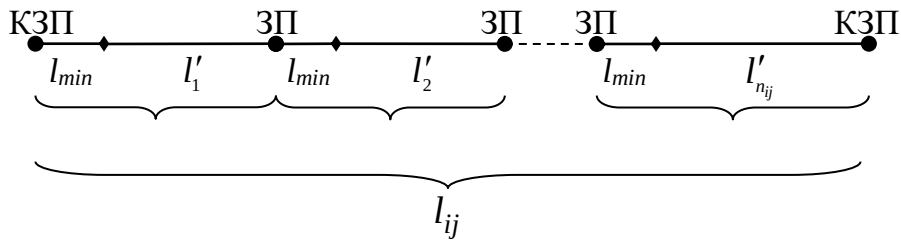


Рис. 2.5. Графічна інтерпретація відстані між ЗП i та j

Якщо через l'_{ij} позначити першу складову суми з правої частини виразу (2.17), то з урахуванням (2.16) її можна записати як

$$l'_{ij} = \sum_{k=1}^{n_{ij}} l'_k = l_{ij} - n_{ij} \cdot l_{\min} = \sum_{k=1}^{n_{ij}} (l_k - l_{\min}). \quad (2.18)$$

Таким чином, l'_{ij} буде являти собою суму випадкових доповнень мінімальної довжини перегону до l_k . Виходячи з цього, l'_k можна отримати як результат випадкового поділу l'_{ij} на n_{ij} випадкових складових (доданків), що графічно представлено на рис. 2.6.

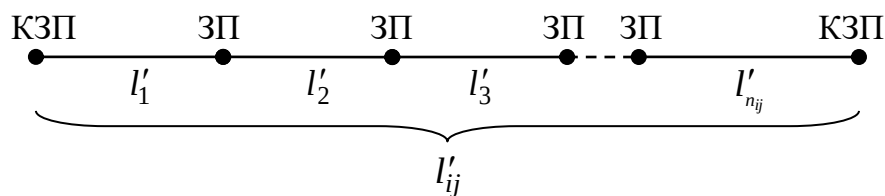


Рис. 2.6. Поділ l'_{ij} на складові

Відмінність цього рисунку від рис. 2.5 полягає у суміщенні точок початку та закінчення відрізків $l_{\min}$, що тотожно їх видаленню. Якщо розглянути, посилаючись на рис. 2.6, доданки l'_1 , $l'_1 + l'_2$,

$l'_1 + l'_2 + l'_3, \dots, l'_1 + l'_2 + \dots + l'_{n_{ij}}$, то вони є порядковими статистиками $l'_1 = x_{(1)}, l'_1 + l'_2 = x_{(2)}, \dots, l'_1 + l'_2 + \dots + l'_{n_{ij}-1} = x_{(n_{ij}-1)}$ випадкової величини X , яка рівномірно розподілена на відрізку l'_{ij} та спостерігається у $(n_{ij} - 1)$ випадках – експериментах, результатом кожного з яких є поява ЗП на шляху від i до j . Їх кількість складає $n = n_{ij} - 1$ та має розподіл Пуассона

$$P_n(l'_{ij}) = \frac{(\mu \cdot l'_{ij})^n}{n!} e^{-\mu \cdot l'_{ij}}, \quad \mu = \frac{1}{\bar{n}}, \quad n = n_{ij} - 1, \quad (2.19)$$

де μ – параметр розподілу Пуассона;

$\bar{n}$ – середня кількість ЗП на шляху між ЗП i та j [104].

Таким чином, можна отримати підхід до дослідження l'_{ij} , в рамках якого виділяються два «процеси»: перший, для якого випадковою величиною є поява n незалежних точок – ЗП, рівномірно розподілених на проміжку $(0, l'_{ij})$, і другий, пуассонівський процес, для якого відомий розподіл ймовірностей (2.19).

Наступним кроком доцільно ввести випадкову подію A_n , яка полягає в тому, що в проміжках $\{\beta_n\}$ буде знаходитись рівно один ЗП (точка пуассонівського процесу), а в проміжках $\{\alpha_n\}$ – жодного, рис. 2.7.

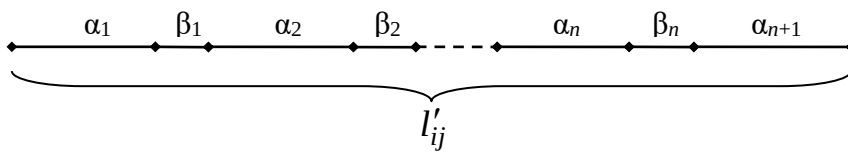


Рис. 2.7. Графічне представлення події A_n

Для першого процесу появи n рівномірно розподілених ЗП на проміжку $(0, l'_{ij})$ ймовірність A_n визначається як [104]:

$$P\{A_n|B\} = \left(\frac{\beta_1}{l'_{ij}}\right) \cdot \left(\frac{\beta_2}{l'_{ij}}\right) \cdot \dots \cdot \left(\frac{\beta_n}{l'_{ij}}\right) \cdot n! = \frac{\beta_1 \cdot \beta_2 \cdot \dots \cdot \beta_n}{(l'_{ij})^n} \cdot n!, \quad (2.20)$$

де B – подія, котра визначається як поява рівно n ЗП на проміжку

$(0, l'_{ij})$.

Множник $n!$ пояснюється тим, що не робиться ніяких відмін між перестановками n точок по n проміжках [104].

Для другого, пуассонівського процесу [103, 105]

$$P\{A_n|B\} = \frac{P\{A_n \cdot B\}}{P\{B\}}. \quad (2.21)$$

Оскільки для пуассонівського потоку точок, якими в розглядуваному випадку є ЗП, події на неперетинних проміжках є незалежними [104], ймовірність сумісної події $\{A_n \cdot B\}$ можна обчислити як добуток ймовірностей окремих подій

$$P(C) = \mu\beta_n e^{-\mu\beta_n}, \quad P(D) = e^{-\mu\alpha_n}, \quad (2.22)$$

де C – подія, яка полягає у появі одного ЗП на проміжку β_n ;

D – подія, яка полягає у тому, що на проміжку α_n не з'явиться жодного ЗП.

Безумовна ж ймовірність події B визначається виразом (2.19). Тоді виходить, що

$$\begin{aligned} P\{A_n|B\} &= \\ &= \left(\mu \cdot \beta_1 \cdot \mu \cdot \beta_2 \cdot \dots \cdot \mu \cdot \beta_n \times \right. \\ &\quad \left. \times e^{-\mu \cdot \beta_1} \cdot e^{-\mu \cdot \beta_2} \cdot \dots \cdot e^{-\mu \cdot \beta_n} \cdot e^{-\mu \cdot \alpha_1} \cdot e^{-\mu \cdot \alpha_2} \cdot \dots \cdot e^{-\mu \cdot \alpha_{n+1}} \right) \div \\ &\quad \div \frac{(\mu \cdot l'_{ij})^n}{n!} e^{-\mu \cdot l'_{ij}} = \frac{\beta_1 \cdot \beta_2 \cdot \dots \cdot \beta_n}{(l'_{ij})^n} n!. \end{aligned} \quad (2.23)$$

Отже, умовні ймовірності A_n для обох процесів співпадають, тобто сумісний розподіл n рівномірно розподілених ЗП на проміжку $(0, l'_{ij})$ такий самий, як і сумісний розподіл точок (ЗП) пуассонівського процесу, якщо їх на проміжку $(0, l'_{ij})$ рівно n штук. Тут слід відзначити, що для пуассонівського процесу випадкова довжина проміжку між сусідніми точками – ЗП – має показниковий розподіл ймовірностей [104]. Це свідчить, що два підходи до розгляду l'_{ij} вказують на показниковий характер розподілу l'_k .

Підтвердження показниковому розподілу довжин перегонів можна отримати, якщо впорядкувати точки $x_{(1)}, x_{(2)}, \dots, x_{(n)}$, які відповідають згаданим вище порядковим статистикам, за зростанням $x_{(0)} = 0 \leq x_{(1)} \leq x_{(2)} \leq \dots \leq x_{(n)} \leq x_{(n+1)} = l'_{ij}$ та визначити розподіл величини $x_{(k+1)} - x_{(k)}$, $k = 0, 1, 2, \dots, n$. Для цього зручно знайти ймовірність

$$P\{x_{(k+1)} - x_{(k)} > x\}, \quad k = 0, 1, 2, \dots, n, \quad (2.24)$$

де $\{x_{(k+1)} - x_{(k)} > x\}$ – подія, яка означає, що на проміжку довжиною x немає жодної точки поділу, тобто жодного ЗП, рис. 2.8.

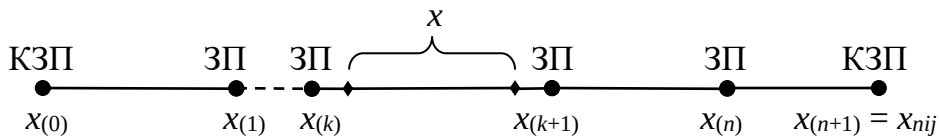


Рисунок 2.8 – Графічне представлення події $\{x_{(k+1)} - x_{(k)} > x\}$

Виходячи з цього, ймовірність події (2.24) можна визначити як ймовірність добутку незалежних подій, які полягають в тому, що точки $x_{(1)}, x_{(2)}, \dots, x_{(n+1)}$ не належать проміжку довжини x [106]:

$$P\{x_{(k+1)} - x_{(k)} > x\} = \left(\frac{l'_{ij} - x}{l'_{ij}} \right)^n = \left(1 - \frac{x}{l'_{ij}} \right)^n. \quad (2.25)$$

Нехай $l'_{ij} \rightarrow \infty$ та $n \rightarrow \infty$ таким чином, що границя $l'_{ij}/(n+1) = l'_{ij}/n_{ij} \rightarrow \bar{l}'_k$ – фіксована, тобто середня довжина перегону за лишком $l_{\min}$ прямує до $\bar{l}'_k$. Тоді можна попередньо стверджувати, що

$$\lim P\{x_{(k+1)} - x_{(k)} > x\} = e^{-\frac{x}{\bar{l}'_k}}, \quad x > 0. \quad (2.26)$$

З метою доказу даного виразу доцільно обрати $x > 0$ та зафіксувати його. Згідно з визначенням натурального логарифму та за теоремою про граничний перехід під знаком неперервної функції

$\lim P\{x_{(k+1)} - x_{(k)} > x\}$ запишеться як [106]:

$$\lim P\{x_{(k+1)} - x_{(k)} > x\} = \lim \left(1 - \frac{x}{l'_{ij}}\right)^n = e^{\lim n \ln \left(1 - \frac{x}{l'_{ij}}\right)}. \quad (2.27)$$

Оскільки прийнята умова $l'_{ij} \rightarrow \infty$, тоді $\frac{x}{l'_{ij}} \rightarrow 0$, а

$\ln \left(1 - \frac{x}{l'_{ij}}\right) \sim -\frac{x}{l'_{ij}}$. Звідси виходить, що

$$\begin{aligned} \lim P\{x_{(k+1)} - x_{(k)} > x\} &= e^{\lim n \ln \left(1 - \frac{x}{l'_{ij}}\right)} = e^{\lim \left(-\frac{nx}{l'_{ij}}\right)} = \\ &= e^{-x \lim \frac{n}{l'_{ij}}} = e^{-x \lim \frac{n+1}{l'_{ij}} \cdot \lim \frac{n}{n+1}} = e^{-x \lim \frac{n+1}{l'_{ij}}} = e^{-\frac{x}{l'_k}}, \end{aligned} \quad (2.28)$$

чим і підтверджується правильність виразу (2.26) [106].

Таким чином, гіпотеза про показниковий характер розподілу ймовірностей l'_k для процесу призначення декількох проміжних ЗП між вже існуючим в ТМ кінцевим ЗП та знов призначеним кінцевим ЗП на новій території має сенс. Тому для подальшого вивчення основ формування ФР на основі характеристик ТМ ГТ за основу доцільно взяти показниковий розподіл довжин перегонів l'_k .

2.3 Теоретичні основи формування функцій розселення населення на основі характеристик транспортних мереж громадського транспорту міст

Для отримання закономірностей розселення населення необхідно за допомогою теоретичних досліджень визначити вид закону розподілу відстаней між ЗП i та j для всіх пар ЗП, кількість яких складає N ($\forall i, j \in [1, N]$).

В підрозділі 2.2 за допомогою теоретичних досліджень було встановлено, що розподіл величини l'_k повинен бути таким, який описується показниковим законом

$$f(l'_k) = \lambda e^{-\lambda l'_k}, \quad l'_k = l_k - l_{\min}. \quad (2.29)$$

Це являє собою підґрунтя для визначення характеристик l'_{ij} та в подальшому l_{ij} , головною з яких є закон розподілу. Для того, щоб робити припущення про результуючий розподіл величини l_{ij} , доцільно розглянути складові $\sum_{k=1}^{n_{ij}} l'_k$ та $n_{ij} \cdot l_{\min}$ у виразі (2.17) окремо.

Тут слід зазначити, що використання суми $\sum_{k=1}^{n_{ij}} l'_k$ у звичайному її розумінні може привести до деяких похибок у визначенні параметрів розподілу найкоротших відстаней l_{ij} . Причиною можливих похибок є нерівномірна кількість потраплянь різних перегонів в набори найкоротших шляхів між парами ЗП, тобто необхідно враховувати можливі неодноразові виникнення одних і тих же перегонів на різних l'_{ij} . При прямокутному (рівномірному) розподілі довжин перегонів такої проблеми не буде, однак для отриманого теоретичним шляхом показникового розподілу зі збільшенням довжини перегону ймовірність його появи у вибірці, що формує набір l'_{ij} , буде зменшуватись. Певно, буде відносно скорочуватись і кількість потраплянь «рідкісних» (згідно з показниковим законом) перегонів в найкоротші шляхи пересування між ЗП.

Тому необхідно теоретично визначити характеристики розподілу довжин перегонів при використанні перегонів як елементів відстаней між всіма можливими парами ЗП ГТ. Ці відстані формуються як вибірки різного об'єму з існуючого набору перегонів ТМ ГТ з відомим законом розподілу. Основною гіпотезою тут вважається припущення про те, що при формуванні вибірок різного об'єму ймовірність потрапляння конкретної реалізації вихідної випадкової величини – довжини перегону – в підсумкову сукупність перегонів, з яких складаються ВЗП, залежатиме від вихідної частоти: чим вона вища, тим вищою буде і шукана ймовірність. Справедливим також вважається і зворотне твердження: елементи, що рідко зустрічаються у вихідній випадковій величині, будуть мати меншу частоту появи в підсумковій випадковій величині.

Вивчення даного питання доцільно провести з точки зору теорії

ймовірностей. Нехай випадкова величина – довжину S -го перегону на шляху між пунктами i та j – позначається як L'_S . Ймовірність потрапляння L'_S в деякий проміжок $(a; b]$ при відомому законі розподілу випадкової величини l'_k визначається по формулі

$$P\{a < L'_S \leq b\} = F(b) - F(a) = \int_a^b f(l'_k) dl'_k, \quad (2.30)$$

де $F(a)$, $F(b)$ – значення функції розподілу l'_k в точках a та b відповідно;

$f(l'_k)$ – щільність розподілу величини l'_k .

Нехай $p_1 = P\{a < L'_S \leq b\}$ і $q_1 = P\{L'_S \notin (a; b]\}$, а відстань l'_{ij} має рівно n_{ij} перегонів. Ввівши $v_{(a; b]}$ – випадкову величину, що показує кількість перегонів, довжини котрих знаходяться в проміжку $(a; b]$, та маючи передумовою, що довжини перегонів незалежні та однаково розподілені, можна встановити ймовірність того, що рівно V довжин перегонів на шляху прямування з n_{ij} перегонів будуть знаходитися в проміжку $(a; b]$:

$$P\{v_{(a; b]} = V\} = C_{n_{ij}}^V \cdot p^V \cdot q^{n_{ij} - V}, \quad V = 0, 1, 2, \dots, n_{ij}. \quad (2.31)$$

З іншого боку, $v_{(a; b]}$ можливо представити у вигляді суми індикаторів

$$I_1^{(a; b]} + I_2^{(a; b]} + \dots + I_{n_{ij}}^{(a; b]} = v_{(a; b]}, \quad (2.32)$$

$$I_S^{(a; b]} = \begin{cases} 1, \text{ якщо } L'_S \in (a; b] \text{ з ймовірністю } p_1; \\ 0, \text{ якщо } L'_S \notin (a; b] \text{ з ймовірністю } q_1, \end{cases} \quad (2.33)$$

де $I_S^{(a; b]}$ – індикатор випадкової події {довжина S -го перегону знаходиться в проміжку $(a; b]$ }.

Аналогічно можна визначити індикатори випадкових подій $\{L'_S \in (c; d]\}$, $S = 1, 2, \dots, n_{ij}$ для іншого проміжку $(c; d]$ можливих значень випадкової величини:

$$I_S^{(c;d]} = \begin{cases} 1, \text{ якщо } L'_S \in (c;d] \text{ з ймовірністю } p_2; \\ 0, \text{ якщо } L'_S \notin (c;d] \text{ з ймовірністю } q_2. \end{cases} \quad (2.34)$$

Нехай $p_1 \geq p_2$ – ймовірність того, що довжина перегону буде знаходитись в проміжку $(a;b]$, більше або рівна ймовірності того, що довжина перегону буде знаходитись в проміжку $(c;d]$. Якщо ввести елементарний наслідок випадкового експерименту потрапляння деякої точки на проміжок $[0;1]$ – $\omega_S \in [0;1]$, то вищеописані індикатори подій можна порівняти на одному ймовірнісному просторі

$$I_S^{(a;b]}(\omega_S) \geq I_S^{(c;d]}(\omega_S) \quad (2.35)$$

та зобразити у вигляді розподілу Бернуллі, рис. 2.9.

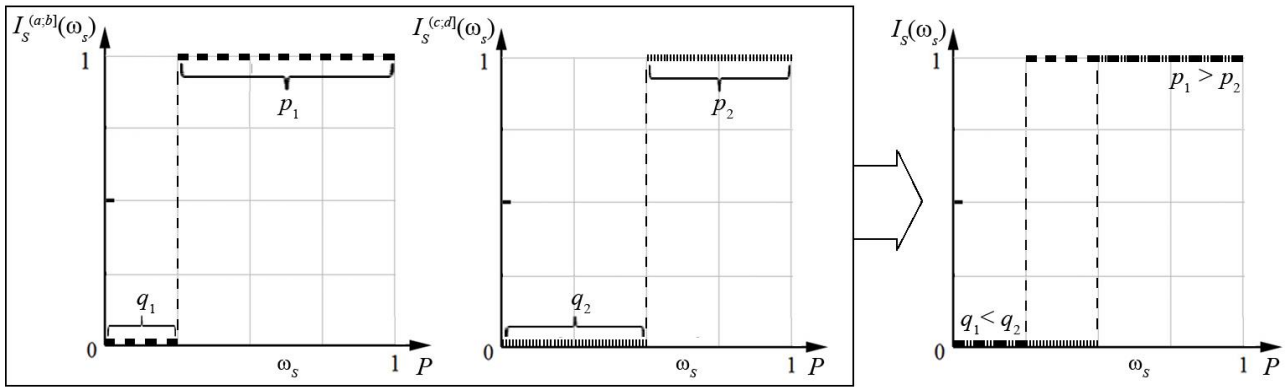


Рис. 2.9. Порівняння індикаторів подій

Сукупний розгляд результатів n_{ij} вищезазначених експериментів, суть котрих полягає у перевірці приналежності перегонів на шляху між ЗП тому чи іншому проміжку, дозволяє визначити елементарну подію для випадкових величин сум індикаторів $v_{(a;b]}$ та $v_{(c;d]}$, яку можна записати як $\omega = (\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_{n_{ij}})$. Тоді по визначенню

$$I_S^{(a;b]}(\omega) \equiv I_S^{(a;b]}(\omega_S), \quad S = 1, 2, \dots, n_{ij}, \quad (2.36)$$

$$v_{(a;b]}(\omega) = I_1^{(a;b]}(\omega) + I_2^{(a;b]}(\omega) + \dots + I_{n_{ij}}^{(a;b]}(\omega), \quad (2.37)$$

тобто кількість перегонів на l'_{ij} (що має n_{ij} перегонів), які потрапили в проміжок $(a;b]$, складається з кількості перегонів, що стоять на S -

му місці і довжини котрих потрапили в проміжок $(a;b]$ (мається на увазі індикатор події (2.33).

Тепер необхідно перевірити наступне твердження: якщо

$$P\{a < L'_S \leq b\} = p_1 \geq P\{c < L'_S \leq d\} = p_2, \quad (2.38)$$

то

$$P\{v_{(a;b]} \geq V\} \geq P\{v_{(c;d]} \geq V\}, \quad V = 0, 1, 2, \dots, n_{ij}, \quad (2.39)$$

тобто $v_{(a;b]}$ більше $v_{(c;d]}$ за ймовірністю P :

$$v_{(a;b]} \geq_P v_{(c;d]}. \quad (2.40)$$

За умови $p_1 \geq p_2$ та $q_1 = 1 - p_1 \leq q_2 = 1 - p_2$ при $p_1 + q_1 = 1$, $p_2 + q_2 = 1$ виходить, що

$$I_S^{(a;b]}(\omega) \geq I_S^{(c;d]}(\omega), \quad S = 1, 2, \dots, n_{ij}. \quad (2.41)$$

Звідси

$$\begin{aligned} v_{(a;b]}(\omega) &= I_1^{(a;b]}(\omega) + I_2^{(a;b]}(\omega) + \dots + I_{n_{ij}}^{(a;b]}(\omega) \geq \\ &\geq v_{(c;d]}(\omega) = I_1^{(c;d]}(\omega) + I_2^{(c;d]}(\omega) + \dots + I_{n_{ij}}^{(c;d]}(\omega). \end{aligned} \quad (2.42)$$

Якщо порівняти дані величини на одному ймовірнісному просторі $\{\omega\} = \{\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_{n_{ij}}\}$, то виходить, що $v_{(a;b]}(\omega) \geq v_{(c;d]}(\omega)$, з чого витікає правильність нерівності (2.39).

Це означає, що чим більшою згідно із законом розподілу l'_k є ймовірність виникнення перегонів певної довжини, тим частіше ці перегони будуть зустрічатися у ВЗП, формуючи величину L'_S . Цей результат відповідає висунутій на початку підрозділу гіпотезі і може бути перевірений на фактичних даних. Тоді, згідно з наведеними аналітичними викладками, має бути справедливим наступне: якщо розподіл довжин перегонів є показниковим, то на шляхах прямування між парами ЗП (на ВЗП) перегони з меншою довжиною будуть зустрічатися частіше, ніж більш довгі.

Даний факт підводить до висновку про те, що вид розподілу

довжин перегонів, з яких складаються l'_{ij} (випадкова величина L'_S), не повинен бути відмінним від виду розподілу l'_k – змінитися має лише крутизна кривої щільності ймовірності, що буде характеризуватись більшим значенням параметру показникового закону. Різниця ж між формами розподілів l'_k та L'_S згідно з таким висновком повинна мати вигляд, який в загальному випадку можна представити рис. 2.10.

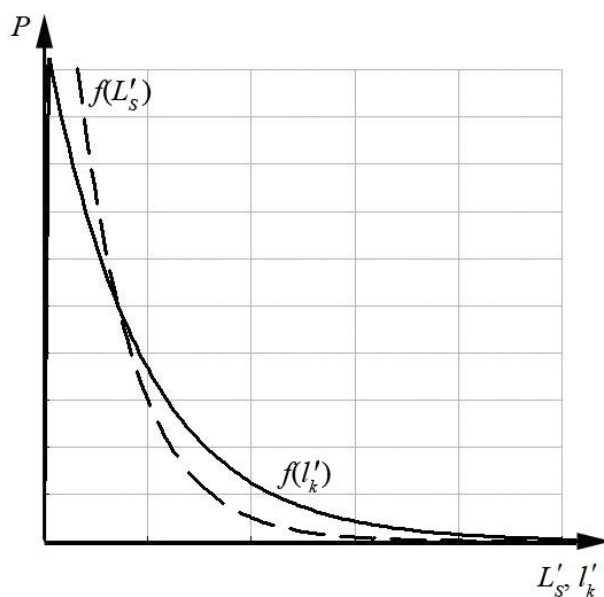


Рис. 2.10. Загальний вигляд кривих щільностей розподілів L'_S та l'_k

При цьому крім форми розподілу змінюється і кількість значень у вихідному і перетвореному масивах перегонів. Вихідний масив представлений повним переліком K перегонів між суміжними зупинками ГТ. Кількість перегонів в наборах шляхів між ЗП, Q , визначається як

$$Q = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N n_{ij}. \quad (2.43)$$

Друга величина апіорі значно більша, ніж перша ($Q \gg K$), тобто при формуванні наборів шляхів між ЗП відбувається процес трансформації однієї випадкової величини в іншу. Цей процес аналогічний випадку перетворення відстаней між ЗП у функцію розселення через МК. В тому випадку також $H \gg (N^2 - N)$ і одна випадкова

величина перетворюється в іншу через цілу кількість повторів кожного значення вихідної випадкової величини. Відмінності між цими двома перетвореннями визначаються властивостями мультиплікаторів, тобто об'єктів, які визначають кількість повторів.

У випадку з МК мультиплікатор має систему обмежень, яка визначається постійними місткостями ЗП з відправлення та прибуття пасажирів. При заданому наборі відстаней між ЗП варіант ФР виходить при кожному стані матриці, що відповідає обмеженням за місткостями. Таких станів матриці може бути надзвичайно багато і кожен з них має право вважатися можливим доти, доки не введені додаткові обмеження на значення кореспонденцій.

У цих умовах аналітично описати можливі наслідки трансформації ВЗП у ФР не виявилось можливим, через що вплив МК на параметри ФР слід оцінювати експериментальним шляхом, реалізуючи різні стратегії заповнення матриці при фактичному наборі шляхів між зупинками і фактичному пасажирообміні ЗП.

Інша річ – формування наборів шляхів з перегонів. У цьому випадку можна вважати, що реальних обмежень на набори шляхів з перегонів немає і перетворення однієї кривої розподілу в іншу можна охарактеризувати відношенням відповідних щільностей ймовірності

$$TRANS(l'_k) = \frac{f(L'_S)}{f(l'_k)} = \frac{\lambda' e^{-\lambda' \cdot L'_S}}{\lambda e^{-\lambda \cdot l'_k}} = \frac{\lambda'}{\lambda} e^{\lambda \cdot l'_k - \lambda' \cdot L'_S}, \quad (2.44)$$

де $TRANS(l'_k)$ – функція перетворення – трансформатор щільності ймовірності $f(l'_k)$ у $f(L'_S)$;

λ' – параметр прогнозованого показникового розподілу значень L'_S .

Зроблені вище висновки щодо співвідношення параметрів розподілів $f(l'_k)$ і $f(L'_S)$ говорять тільки про те, що $\lambda' > \lambda$. Загальний вигляд графіка функції (2.44) для цього випадку представлений на рис. 2.11.

Знання характеристик даної функції дозволить судити про ступінь використання перегонів різної довжини у шляхах пересування та прогнозувати частоту використання кожного перегону в підсумковій вибірці

$$Fr(l'_k) = TRANS(l'_k) \cdot Q, \quad (2.45)$$

де $Fr(l'_k)$ – частота виникнення перегону l'_k серед перегонів в наборі шляхів між ЗП (в наборі ВЗП).

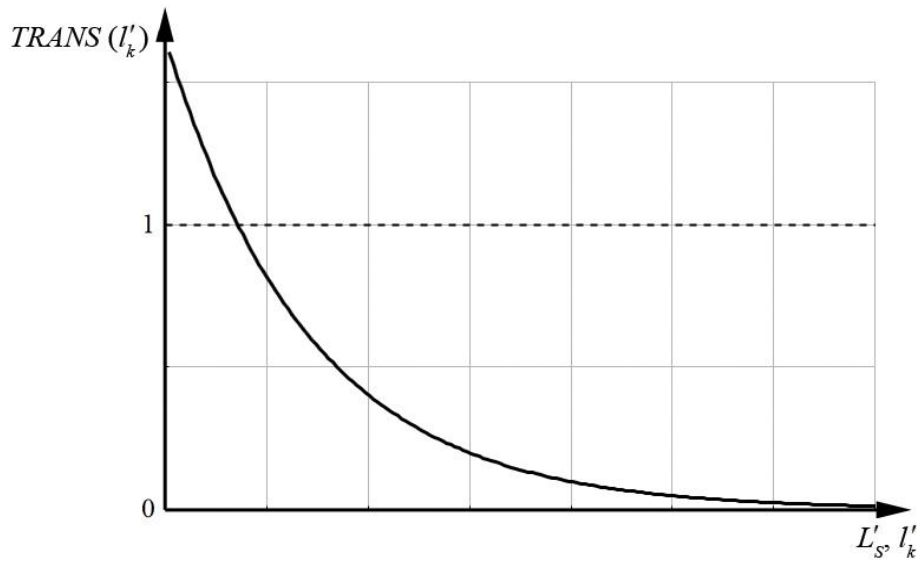


Рис. 2.11. Графік функції $TRANS(l'_k)$

Однак завдання аналітичного визначення параметрів функції $TRANS(l'_k)$ в роботі не ставиться – вважається необхідною тільки перевірка в експериментальній частині відповідності показниковому закону двох наборів перегонів і порівняння між собою їх параметрів. Скорочення середньої довжини перегону після формування наборів шляхів між ЗП можна буде вважати підтвердженням правильності зробленого на початку підрозділу припущення.

Наступною невизначеною величиною у виразі (2.17) є кількість перегонів n_{ij} на найкоротших шляхах між парами ЗП. З врахуванням того, що ця величина формується під впливом багатьох факторів, гіпотетично її розподіл доцільно вважати близьким до нормального або такого, який є симетричним та має максимум щільності ймовірності в серединному діапазоні значень. Але, оскільки в межі сумування може стояти лише дискретне значення, випадкова величина кількості перегонів на найкоротшому шляху між ЗП n_{ij} повинна відноситися до дискретних. Найбільш близькими до нормального з числа дискретних законів є пуассонівський та дискретний трикутний розподіли, які досить розповсюджені у природі та у інженерних застосуваннях теорії ймовірності. Тому в роботі вважається можливим описати розподіл кількості перегонів саме цими двома законами.

При розгляді кількості перегонів на шляху між ЗП випадкової довжини закон Пуассона представляється рядом розподілу

$$p(n_{ij}) = \frac{\mu^{n_{ij}}}{n_{ij}!} e^{-\mu} \quad (n_{ij} = 0, 1, 2, \dots). \quad (2.46)$$

З огляду на цей вираз виходить, що якщо кількість перегонів на шляху між ЗП буде складати 0, тобто не буде подолано жодного перегону, то відстань l_{ij} також буде дорівнювати 0, але з певною відмінною від нуля ймовірністю. Тобто першим членом ряду для пуассонівського розподілу є кількість перегонів, що дорівнює 0. Закон Пуассона набуває симетричного вигляду і навіть може бути замінений нормальним розподілом, але за умови великих значень параметру μ [107]. Параметр розподілу є математичним сподіванням ряду та пов'язаний з дисперсією співвідношенням $\mu = \sigma^2$. При реальних значеннях кількості перегонів в містах симетричний варіант розподілу Пуассона буде мати досить велику дисперсію. Для забезпечення відповідності реальних значень кількості перегонів закону Пуассона необхідно ввести в розподіл параметр зсуву $n_0 = \text{const}$ (до кожного значення досліджуваної величини додати константу з метою отримання великих значень μ без зміни дисперсії). Це дозволить досягти симетричності розподілу та відповідності між математичним сподіванням та дисперсією, характерної для закону Пуассона.

Трикутний розподіл має ряд, який для випадку, коли максимальне значення величини n_{ij} є непарним, записується як

$$p(n_{ij}) = \begin{cases} 0, & n_{ij} \leq 0, n_{ij} > 2N_c + 1; \\ \frac{n_{ij}}{(N_c + 1)^2}, & 1 \leq n_{ij} \leq N_c + 1; \\ \frac{2N_c - n_{ij} + 2}{(N_c + 1)^2}, & N_c + 1 < n_{ij} \leq 2N_c + 1; \end{cases} \quad (2.47)$$

для парного максимального значення величини n_{ij} трикутний дискретний розподіл виглядає так:

$$p(n_{ij}) = \begin{cases} 0, & n_{ij} \leq 0, n_{ij} > 2N_c; \\ \frac{n_{ij}}{N_c(N_c + 1)}, & 1 \leq n_{ij} \leq N_c; \\ \frac{2N_c - n_{ij} + 1}{(N_c + 1)^2}, & N_c < n_{ij} \leq 2N_c, \end{cases} \quad (2.48)$$

де N_c – параметр розподілу [107].

Тут слід зауважити, що трикутний дискретний розподіл може бути визначений як сума двох дискретних рівномірних розподілів [107]. На відміну від закону Пуассона, в такому розподілі першим членом ряду є кількість перегонів, що дорівнює 1. Це свідчить про досить відчутні відмінності між цими двома законами, що вказує на неповну теоретичну обґрунтованість їхнього застосування. Отримані за допомогою цих законів параметри розподілу ВЗП можуть вважатися лише орієнтовними, але не кінцевими результатами оцінки.

Сам вираз (2.17) складається з двох частин, в кожній з яких задіяна кількість перегонів n_{ij} . Якщо на шляху прямування між па-

рою ЗП буде подолано n_{ij} перегонів, перша частина (2.17) $\sum_{k=1}^{n_{ij}} l'_k$ буде являти собою згортку показникових розподілів випадкової частини довжин перегонів l'_k , що є законом Ерланга n_{ij} -го порядку [103, 105, 108, 109] з щільністю розподілу

$$f_{(n_{ij})}(l'_{ij}) = \frac{\lambda' \cdot (\lambda' \cdot l'_{ij})^{n_{ij}-1} \cdot e^{-\lambda' \cdot l'_{ij}}}{(n_{ij} - 1)!} \quad (l'_{ij} > 0, n_{ij} = 1, 2, \dots). \quad (2.49)$$

Отже, випадкова величина $l'_{ij} = \sum_{k=1}^{n_{ij}} l'_k$ є змішаною, що приймає значення, рівне 0, з ймовірністю згідно з розподілами (2.46) – (2.48), а при значеннях n_{ij} , більших за 0, $F(l'_{ij})$ є неперервною та має похідну $F'(l'_{ij}) = \sum_{k=1}^{n_{ij}} p_k \cdot f^{(k)}(l'_{ij})$ [103]. Таким чином, закон розподілу

величини l'_{ij} при її значеннях, більших за 0, являє собою ймовірнісну суміш законів Ерланга 1-го, 2-го, ..., n_{ij} -го порядків з ймовірностями $p_1, p_2, \dots, p_{n_{ij}}$.

Вираз щільності ймовірності величини l_{ij} буде різним в залежності від розподілу, придатного для опису n_{ij} . Слід зазначити, що друга складова виразу (2.17) $n_{ij} \cdot l_{\min}$ буде підкорюватися тому ж розподілу, що і величина n_{ij} , тому що $l_{\min} = \text{const}$ для кожного окремого міста (кожному місту властиве своє значення мінімальної довжини перегону). Якщо величина n_{ij} виявиться такою, яка може бути описана законом Пуассона, щільність l_{ij} матиме вигляд

$$f(l_{ij}) = \sum_{n_{ij}=1}^{\left\lceil \frac{l_{ij}}{l_{\min}} \right\rceil} f_{n_{ij}}(l_{ij}) \cdot \frac{\mu^{n_{ij}}}{n_{ij}!} e^{-\mu} (1 - e^{-\mu})^{-1}, \quad (2.50)$$

де

$$f_{n_{ij}}(l_{ij}) = \begin{cases} \frac{(\lambda')^{n_{ij}} (l_{ij} - n_{ij} \cdot l_{\min})^{n_{ij}-1}}{(n_{ij}-1)!} e^{-\lambda'(l_{ij} - n_{ij} \cdot l_{\min})} & \text{при } l_{ij} \geq n_{ij} \cdot l_{\min}; \\ 0 & \text{при } l_{ij} < n_{ij} \cdot l_{\min}. \end{cases}$$

Для випадку, коли n_{ij} описуватиметься трикутним розподілом з парним максимальним значенням n_{ij} , щільність ймовірності l_{ij} запишеться як

$$\begin{aligned} f(l_{ij}) = & \frac{1}{N_c^2} \sum_{h=1}^{\min\left[\frac{l_{ij}-l_{\min}}{l_{\min}}, N_c\right]} \sum_{u=1}^{\min\left[\frac{l_{ij}-h \cdot l_{\min}}{l_{\min}}, N_c\right]} \frac{(\lambda')^{h+u}}{(h-1)!} \times \\ & \times e^{-\lambda'(l_{ij} - (h+u) \cdot l_{\min})} \cdot (l_{ij} - (h+u) \cdot l_{\min})^{h+u-1} \times \\ & \times \sum_{d=0}^{u-1} (-1)^d \cdot \frac{1}{d!(u-1-d)!(h+d)}. \end{aligned} \quad (2.51)$$

При можливості опису n_{ij} трикутним законом з непарним максимальним значенням n_{ij} , щільність ймовірності l'_{ij} прийме вигляд

$$f(l_{ij}) = \frac{1}{N_c(N_c + 1)} \sum_{h=1}^{\min\left[\frac{l_{ij}-l_{\min}}{l_{\min}}, N_c\right]} \sum_{u=1}^{\min\left[\frac{l_{ij}-h \cdot l_{\min}}{l_{\min}}, N_c+1\right]} \frac{(\lambda')^{h+u}}{(h-1)!} \times$$

$$\times e^{-\lambda' \cdot (l_{ij} - (h+u) \cdot l_{\min})} \cdot (l_{ij} - (h+u) \cdot l_{\min})^{h+u-1} \times \quad (2.52)$$

$$\times \sum_{d=0}^{u-1} (-1)^d \cdot \frac{1}{d!(u-1-d)!(h+d)}.$$

Наступним кроком для характеристики можливих розподілів l_{ij} є отримання для них перших двох моментів розподілу – математичного сподівання та дисперсії. Ці числові характеристики є такими, що при кількості перегонів, розподіленій по закону Пуассона, дорівнюють

$$Ml_{ij} = (n_0 + \mu) \cdot \left(l_{\min} + \frac{1}{\lambda'} \right), \quad (2.53)$$

$$Dl_{ij} = l_{\min}^2 \cdot \mu + \frac{1}{(\lambda')^2} (n_0 + 2\mu). \quad (2.54)$$

У випадку, якщо n_{ij} має трикутний розподіл і максимальне значення, що є парним, математичне сподівання та дисперсія визначаються як

$$Ml_{ij} = \frac{2N_c + 1}{2} \cdot \left(l_{\min} + \frac{1}{\lambda'} \right), \quad (2.55)$$

$$Dl_{ij} = \frac{1}{12} \left(l_{\min}^2 \cdot (2N_c^2 + 2N_c - 1) + \frac{2N_c^2 + 14N_c + 5}{(\lambda')^2} \right); \quad (2.56)$$

якщо n_{ij} має максимальне значення, що є непарним,

$$Ml_{ij} = (N_c + 1) \cdot \left(l_{\min} + \frac{1}{\lambda'} \right), \quad (2.57)$$

$$Dl_{ij} = l_{\min}^2 \frac{N_c(N_c + 2)}{6} + \frac{1}{(\lambda')^2} \left(\frac{N_c^2 + 8N_c + 6}{6} \right). \quad (2.58)$$

Тут слід звернути увагу на те, що при розрахунку даних числових характеристик l_{ij} треба використовувати параметр λ' показникового розподілу довжин перегонів L'_S , з яких складаються відстані l'_{ij} .

Результатом теоретичного розгляду складових залежності (2.17) є варіанти закону розподілу ВЗП l_{ij} , кожний з яких виявився новою сім'єю розподілів. Строго кажучи, отримані аналітичні вирази для $f(l_{ij})$ не співпадають ні з одним з відомих розподілів випадкових величин та є дуже складними. В той же час вони не є обов'язковим результатом формування міської транспортної інфраструктури, оскільки засновані на розподілах кількості перегонів n_{ij} , для яких не було знайдено достатнього теоретичного обґрунтування. Вони є лише деяким наближенням до можливого розподілу ВЗП та можуть бути замінені на певний з відомих двопараметричних законів розподілу. Обов'язковість двох параметрів в шуканому розподілі обумовлена наявністю двох параметрів λ' та μ або N_c в отриманих варіантах залежності $f(l_{ij})$. Пошук серед найбільш розповсюджених розподілів такого, яким би можна було наблизити або замінити наведені вище щільності, доцільно виконати графічним методом. З цією метою були побудовані графіки залежностей (2.50) – (2.52) при різних значеннях параметрів λ' , μ та N_c , які наведені на рис. 2.12 – 2.14 відповідно.

Отримані графіки мають дуже велику зовнішню схожість з графіками щільностей двох двопараметричних законів розподілу: гама та Вейбулла, які є більш простими і зручними у застосуванні. З урахуванням того, що розподіли (2.50) – (2.52) являють собою ймовірнісну суміш законів Ерланга, який належить до сім'ї гама-розподілів і є окремим випадком гама-розподілу при цілих значеннях параметру форми, була висунута наступна гіпотеза: якщо припущення щодо розподілу n_{ij} підтвердяться та він буде симетричним, а в деяких випадках таким, що може бути замінений нормальним розподілом (додаткові засновки для чого дає відсутність вимоги цілісності до $l_{\min}$), то для опису результуючого розподілу величини l_{ij} повинен бути придатний гама-розподіл

$$f(l_{ij}) = \frac{\beta^\alpha \cdot l_{ij}^{\alpha-1} \cdot e^{-\beta \cdot l_{ij}}}{\Gamma(\alpha)}, \quad (l_{ij} > 0, \beta > 0, \alpha > 0), \quad (2.59)$$

де β – параметр масштабу;

α – параметр форми [103, 105, 108-110].

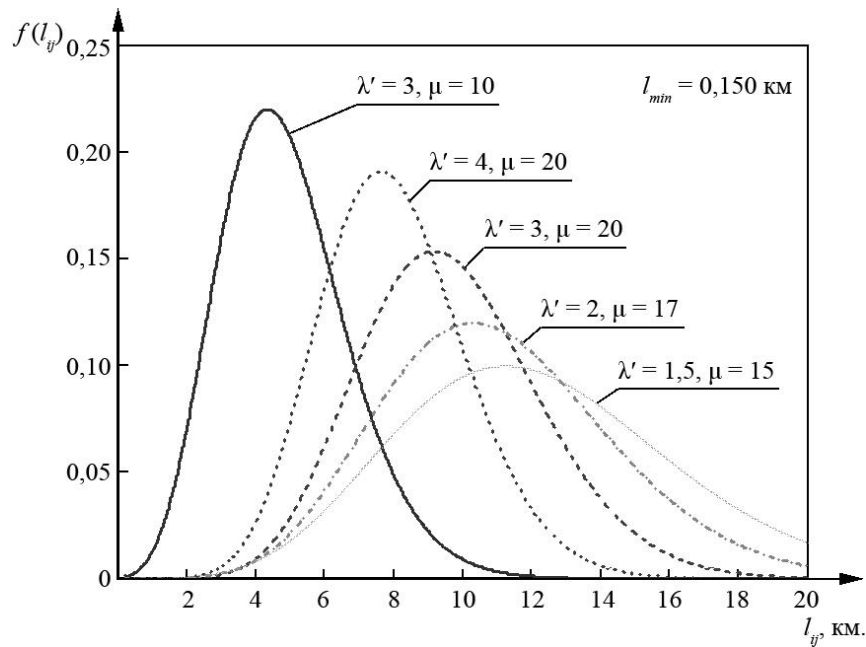


Рис. 2.12. Графіки щільності $f(l_{ij})$ при пуассонівському розподілі n_{ij}

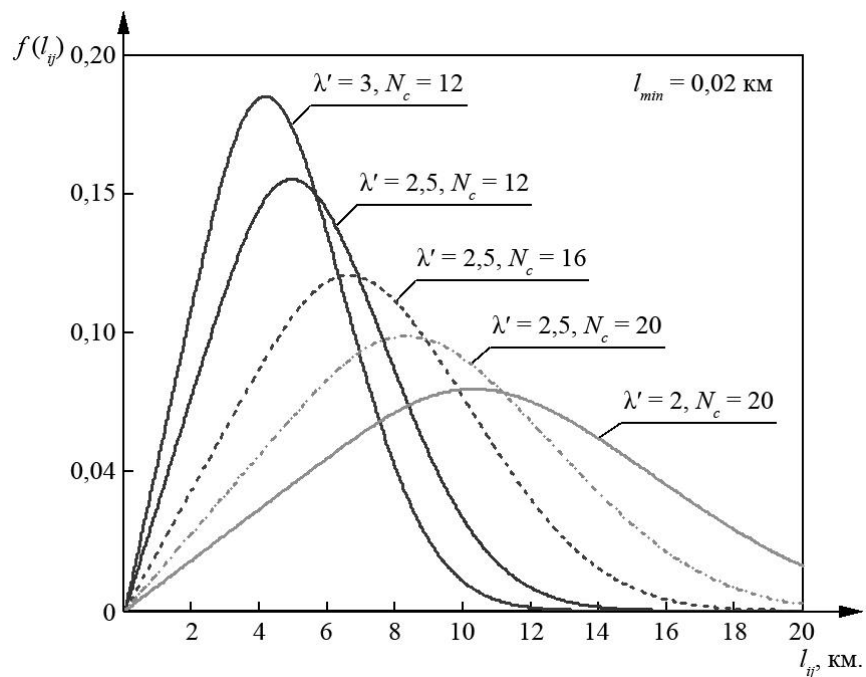


Рис. 2.13. Графіки щільності ймовірності $f(l_{ij})$ при трикутному розподілі n_{ij} з парним максимумом

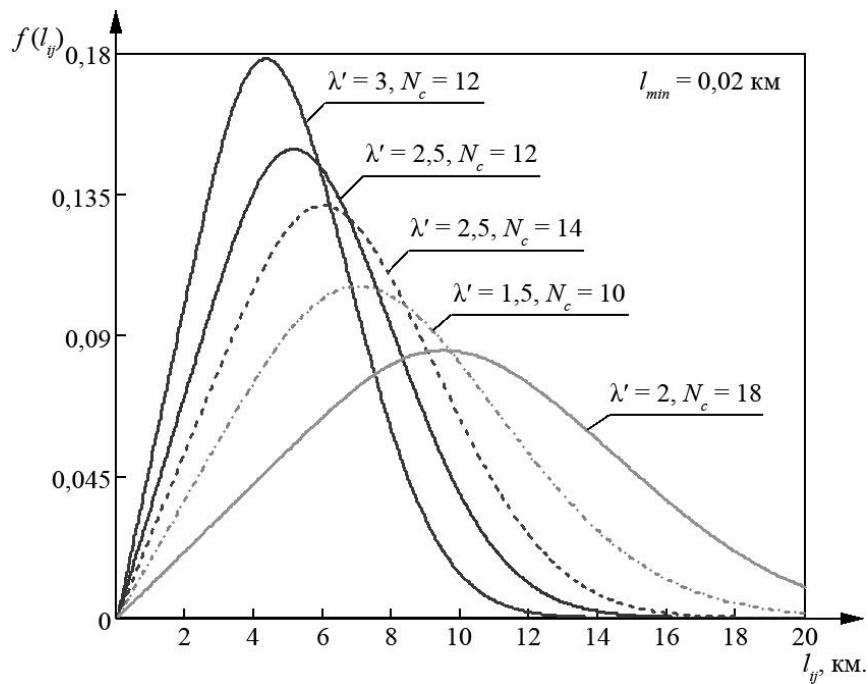


Рис. 2.14. Графіки щільності ймовірності $f(l_{ij})$ при трикутному розподілі n_{ij} з непарним максимумом

Якщо експериментальна перевірка даної гіпотези дасть ствердний результат, це свідчитиме про прояв відомих закономірностей розселення (наведених на рис. 1.2 – 1.15) вже на етапі розміщення ЗП на території міста, без суттєвого впливу МК. Додаткове підтвердження можливості застосування гама розподілу (2.59) для опису величини l_{ij} можна отримати, порівнявши числові характеристики, розраховані за формулами (2.53) – (2.58), з фактичними.

Позитивний результат перевірки придатності гама-розподілу (2.59) для опису ВЗП l_{ij} також відкриє можливість для висування гіпотез щодо розподілу пересувань населення міст за дальністю, тобто вигляду ФР населення. Така ситуація в деякому ступені спростовує загальноприйнятий погляд на формування потреб населення в пересуваннях під значним впливом транспортних факторів, на чому будуються основні методи розрахунку МК.

За умови отримання загального вигляду ФР населення доцільним стане розгляд питання про визначення на їх основі можливих варіантів розподілу кореспонденцій між пунктами відправлення та прибуття пасажирів, тобто станів МПК.

2.4 Теоретичні передумови використання функцій розселення населення для визначення можливих станів МПК

Знання ФР міського населення створює основу для визначення потреб у поїздках громадським транспортом. Крива розселення населення відбиває розподіл відстаней, на котрі реалізовані всі міські пасажирські кореспонденції. Основою для її визначення слід брати закон розподілу відстаней між ЗП (або ТР) досліджуваних міст.

Набір відстаней пересувань міського населення, розподіл яких задає шукану криву, можна сформулювати, керуючись такими міркуваннями:

- матриця відстаней між ЗП (ТР) та МПК для міста повинні мати однакові розмірності;
- значення в клітинці матриці відстаней являє собою дальність переміщення між пунктами відправлення та прибуття пасажирів, а відповідне значення в МК (розташоване на перетині тих самих рядка та стовпчика матриці) – кількість пересувань на дану відстань.

Таким чином здійснюється трансформація матриці відстаней через призму МПК, що в результаті породжує відповідні криву та ФР населення по території міста.

Виходить, що щільність гама-розподілу (2.59) буде являти собою функцію розселення населення за відстанню пересування між певними місцями роботи та проживання за умови МК, в якій всі діагональні елементи рівні нулю (внутрішньорайонні кореспонденції в даному дослідженні не розглядаються), а позадіагональні – одиниці:

$$H = \{h_{ij}\} = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 & \dots & 1 \\ 1 & 0 & 1 & \dots & 1 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 1 & 1 & 1 & \dots & 0 \end{pmatrix}, \quad i, j = 1, 2, \dots, m. \quad (2.60)$$

Така ситуація можлива лише в теорії. В практиці ж розрахунків матриць трудових пасажирських кореспонденцій в містах вона не зустрічається і тому крутизна кривої розселення по відношенню до того випадку, коли вона може бути представлена як (2.59), може

змінюватись в залежності від способу (стратегії) заповнення МПК.

Згадана трансформація, результатом якої є отримання ФР населення, може бути описана наступним чином. Емпірична ймовірність здійснення пересування на певну відстань (з відповідної матриці) за умови матриці кореспонденцій (2.60) визначається як

$$P_{\text{емп}}\{l_{ij} \in \Delta\} = \frac{1}{M} \sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^m I_{\{l_{ij} \in \Delta\}}, \quad M = m(m-1), \quad (2.61)$$

де $I_{\{l_{ij} \in \Delta\}}$ – індикатор події, котра полягає в тому, що відстань пересування l_{ij} буде належати деякому інтервалу Δ .

Теоретична ж ймовірність цієї події згідно з висунутими вище гіпотезами може бути визначена з виразу (2.59). Виходячи з другого міркування, наведеного на початку підрозділу, в загальному випадку значення в клітинках МК являють собою частоту настання пересувань на певну відстань. Користуючись поняттями статистичної ймовірності деякої події та повної групи подій, ймовірність виникнення певної кореспонденції може бути записана наступним чином:

$$p(h_{ij}) = \frac{h_{ij}}{H}, \quad H = \sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^m h_{ij}, \quad (2.62)$$

де h_{ij} – кореспонденція з району i в район j , пас.;

H – сума всіх кореспонденцій у матриці, пас.

Засновуючись на виразах (2.61) та (2.62), емпіричну ймовірність здійснення h_{ij} пересувань на відстань l_{ij} можна записати як

$$P_{\text{емп}}^{(h_{ij})}\{l_{ij} \in \Delta\} = \sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^m \frac{h_{ij}}{H} I_{\{l_{ij} \in \Delta\}}, \quad (2.63)$$

що є ймовірнісною сумішшю індикаторів подій $I_{\{l_{ij} \in \Delta\}}$. Тут слід звернути увагу, що за умови відсутності кореспонденції h_{ij} на відстань l_{ij} не буде здійснено жодного пересування і відповідна складова (чи декілька складових) суми (2.63) буде дорівнювати 0. Оскільки від-

стані l_{ij} здогадно можуть бути описані гама-розподілом, який є стійким відносно сумування, можна висунути гіпотезу про те, що теоретична ймовірність здійснення h_{ij} поїздки на відстань l_{ij} , яку визначає ФР w , в загальному випадку також буде визначатися щільністю гама-розподілу [103, 107].

Це створює основу для визначення можливих станів МПК на основі ФР населення. Оскільки показниковий розподіл є окремим, а нормальний – граничним випадком гама-розподілу [107-109], то, відповідно, можливими станами МПК будуть всі ті, які спричиняють виникнення кривих розселення населення, що можуть бути наближені кривою щільності гама-розподілу, відмінною від «екстремального» вигляду. «Екстремальні» ж випадки гама-розподілу, придатного для опису ФР, визначатимуть граничні стани потреб у транспортних послугах, які можна вважати малоймовірними.

Станів МПК, які призводять до кривої розселення, яка описується щільністю гама-розподілу, теоретично може бути безліч. Це зумовлюється кількістю об'єктів транспортного тяжіння у місті, що в моделях ТС зазвичай об'єднуються у ТР, яких навіть у невеликому місті може бути досить багато та залежить від потрібної точності (необхідного рівня деталізації) моделі. Кількість всіх можливих варіантів переміщень людей між цими об'єктами (що описуються відповідними станами МПК) є надзвичайно великою та стрімко зростає з ростом розмірності матриці [25, 87]. Такий спосіб визначення МПК можна застосовувати при відсутності фактичної інформації про розселення населення.

Всі вищевикладені положення потребують експериментальної перевірки, результати якої дозволять судити про можливість розрахунку МПК на основі ФР населення. Підтвердження викладених теоретичних основ означатиме, що крива розселення населення є похідною від кривої гама-розподілу ВЗП міста, а це, в свою чергу, значить, що за умови відомої кривої розселення населення можливим є відшукування тих станів МПК, які її породжують. Оскільки навіть таких матриць може бути багато, доцільним буде застосування інтервальної концепції визначення потреб у послугах ГТ як такої, що враховує ймовірнісний характер транспортних зв'язків населення та позбавлена недоліку точкової оцінки МПК.

Врахування ФР населення по території міст в інтервальній

концепції дозволить визначити ті стани МПК, які відповідатимуть фактичним закономірностям розселення, що означатиме створення нового підходу до розрахунку потреб у пересуваннях, який дозволить звужити діапазон можливих станів МПК.

Висновки

1. При розвитку ТС міста рішення про розташування ЗП приймаються згідно з нормативними документами, які встановлюють досить широкі межі інтервалу можливих відстаней між зупинками маршрутів одного виду транспорту. Разом з допустимими відхиленнями від встановлених такими документами правил та впливом багатьох факторів на взаємне розташування ЗП різних видів транспорту, це є передумовою для того, щоб вважати розподіл просторових координат ЗП на міській території двомірним нормальним. Дане твердження можна перевірити із застосуванням розподілу Релея стосовно опису закономірностей у відстанях між центром розсіювання та кожною зупинкою у місті.

2. Теоретичне дослідження процесів появи нових ЗП по мірі розвитку міста і розгалуження його ТМ вказало на те, що довжини перегонів повинні відповідати показниковому розподілу з параметром зсуву на мінімальну довжину перегону у місті.

3. Розгляд довжин перегонів як елементів відстаней між ЗП (об'єктами тяжіння) дозволив встановити, що їх розподіл не повинен бути відмінним від теоретично обґрунтованого показникового розподілу довжин перегонів як таких – змінитися має лише крутизна кривої щільності ймовірності, що буде характеризуватись більшим значенням параметру показникового закону.

4. Теоретично обґрунтований показниковий розподіл довжин перегонів поряд з припущенням щодо пуассонівського або дискретного трикутного розподілу кількості перегонів на шляхах між ЗП дозволив отримати аналітичні вирази двопараметричного закону розподілу відстаней між зупинками, кожен з яких виявився новою сім'єю розподілів, яка має зовнішній збіг з сім'єю гама-розподілів. Складність та громіздкість отриманих виразів вказала на доцільність використання щільності гама-розподілу при описі закономірностей у відстанях між зупинками.

5. За умови підтвердження придатності гама-розподілу для опи-

су відстаней між парами ЗП (або між ТР) у місті, його можна буде вважати похідним від двомірного нормального розподілу ЗП ГТ по міській території та показникового розподілу довжин перегонів. Закономірності розселення населення при цьому повинні бути такими, які також можна описати гама-розподілом практично при будь-яких варіантах МПК.

6. Підтвердження розроблених теоретичних основ формування ФР міського населення означатиме відсутність вагомego впливу МПК на її вигляд. При цьому основною причиною існування закономірностей розселення можна буде вважати природні процеси розповсюдження об'єктів тяжіння по мірі розвитку міста при загальному прагненні людей жити і працювати якомога ближче до міського центру.

7. Знання закономірностей розселення населення та матриці відстаней між об'єктами тяжіння створює основу для визначення потреб у пересуваннях в містах, оскільки можливим є відшукування таких станів МПК, які породжують дані закономірності.

З ЕКСПЕРИМЕНТАЛЬНІ ДОСЛІДЖЕННЯ ФОРМУВАННЯ ТРАНСПОРТНИХ ПОТРЕБ ТА ЗАКОНОМІРНОСТЕЙ РОЗСЕЛЕННЯ НАСЕЛЕННЯ МІСТ

З метою підтвердження розроблених теоретичних основ формування ФР потрібно використовувати емпіричний матеріал, який відноситься до міст з домінуючою або вагомою роллю ГТ в обслуговуванні пасажирів. Це дасть можливість ретельно перевірити правильність міркувань щодо причин виникнення загального вигляду кривої розселення та встановити роль МПК у формуванні даної кривої. Як наслідок, може бути отриманий інструмент для дослідження закономірностей розселення населення в сучасних умовах, котрий дозволить встановити можливість застосування ФР при розрахунку МПК.

3.1 Інформаційна база для експериментальних досліджень характеристик транспортних мереж громадського транспорту

В результаті госпдоговірної та наукової роботи співробітників кафедри транспортних систем і логістики та кафедри транспортних технологій ХНАДУ, а також студентів факультету транспортних систем були розроблені моделі ТС ГТ таких міст, як Київ, Харків, Суми, Кривий Ріг Дніпропетровської області, Суми, Кіровоград, Свердловськ Луганської області, Олександрія Кіровоградської області, Ізюм, Балаклія та Куп'янськ Харківської області. Дані моделі виконані у програмному пакеті VISUM німецької компанії PTV Planung Transport Verkehr AG [77].

Вищезгадані міста відносяться до різних за чисельністю населення груп, табл. 3.1: Київ та Харків – до найкрупніших міст, Кривий Ріг – до крупних, Суми – до великих, Кіровоград, Свердловськ, Олександрія та Ізюм – до середніх, Балаклія та Куп'янськ – до малих [33, 111]. Це свідчить, що в ході дослідження охоплені всі групи міст за ознакою кількості мешканців, що дає змогу говорити про повноту дослідження та можливість розповсюдження його результатів практично на будь-яке українське місто з наявною мережею ГТ.

Моделі перелічених міст дозволили отримати з достатньою точністю координати ЗП, довжини перегонів та матриці відстаней між ЗП, дослідження закономірностей у яких дозволить обґрунтувати можливість визначення ФР населення по території міст на основі характеристик ТМ ГТ.

Таблиця 3.1

Чисельність населення українських міст, охоплених дослідженням

Місто	Чисельність населення станом на 2016 р., тис. чол.
Київ	2906,6
Харків	1449,7
Кривий Ріг	642,3
Суми	267,6
Кіровоград	231,1
Свердловськ	96,8
Олександрія	82,2
Ізюм	49,7
Балаклія	29,1
Куп'янськ	28,8

3.2 Закономірності просторового розташування зупинок громадського транспорту на території міст

Просторове розташування багатьох об'єктів у VISUM, в т.ч. і зупиночних пунктів ГТ, визначається в прямокутній системі координат $(X;Y)$ [77]. Таку систему, яка в теорії ймовірностей також називається двомірним вектором, можна розглядати як випадкову величину. Згідно з викладеним у підрозділі 2.2, закон розподілу $(X;Y)$ можна визначити, здійснивши перевірки придатності розподілу Релея для опису відстаней за повітряною лінією від центру міста до всіх ЗП, а також для опису фактичних довжин перегонів ГТ. Якщо такі перевірки дадуть позитивний результат, то розподіл $(X;Y)$ можна буде вважати двомірним нормальним або близьким до нього [103, 105, 110].

Для здійснення першої перевірки із зазначених можна обрати ЗП, який знаходиться в центральній частині міста, та виміряти відстані від нього до всіх інших зупиночних пунктів. Для вибору такого зупиночного пункту територію міста можна окреслити окружністю (еліпсом), і шуканий «центральный» зупиночний пункт потрібно визначити як найближчий до перетину діаметрів окресленої

окружності під прямим кутом (або до перетину головних осей еліпсу). Після цього треба визначити відстані до всіх інших зупиночних пунктів у місті за наступною формулою:

$$d_j = \sqrt{(X_j - X_{\text{ц}})^2 + (Y_j - Y_{\text{ц}})^2}, \quad (3.1)$$

де d_j – відстань від «центрального» ЗП до j -го, км;

$X_j, X_{\text{ц}}$ – абсциси j -го ЗП, до якого вимірюється відстань, та «центрального» (від якого вимірюється відстань) відповідно;

$Y_j, Y_{\text{ц}}$ – ординати j -го ЗП, до якого вимірюється відстань, та «центрального» (від якого вимірюється відстань) відповідно.

Визначені наведеним способом «центральні» зупиночні пункти досліджуваних українських міст знаходились неподалік від історичного центру міста. Перевірка відповідності між емпіричним розподілом відстаней, розрахованих за формулою (3.1), та розподілом Релея була здійснена з використанням критерію згоди χ^2 Пірсона на рівні значущості 0,05. Приклад розсіювання зупиночних пунктів та побудови графіків емпіричного та теоретичного розподілів для міста Харкова наведений на рис. 3.1.

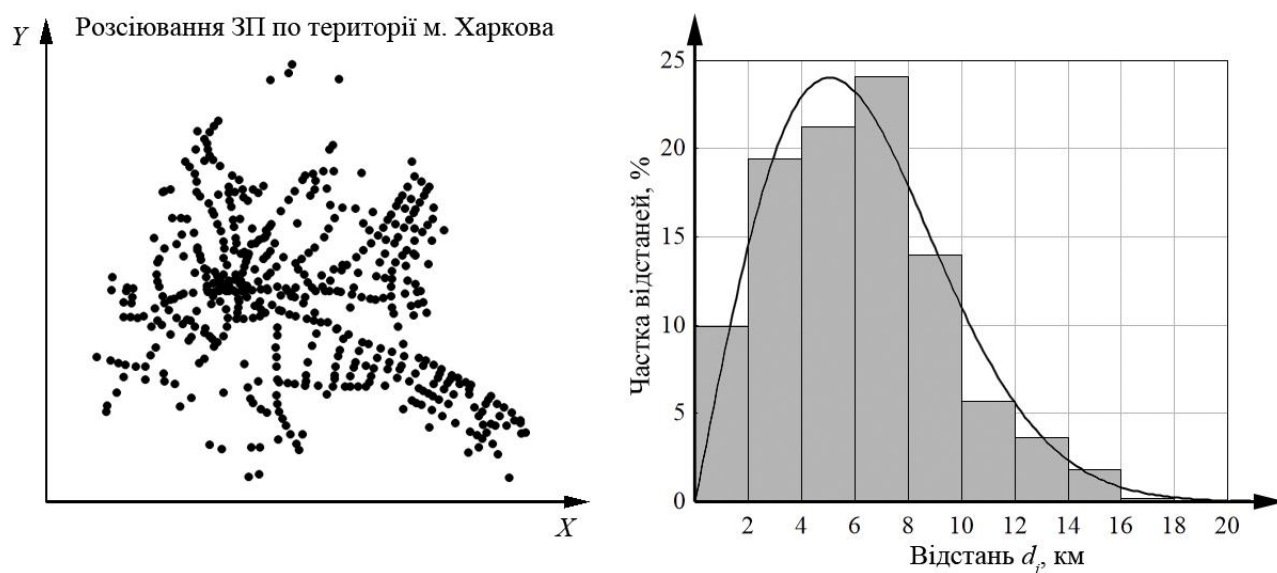


Рис. 3.1. Розсіювання ЗП м. Харкова та графік розподілу Релея, придатного для опису відстаней від «центрального» ЗП до всіх інших

Графіки розподілів відстаней від «центрального» ЗП до інших стосовно кожного з досліджених міст наведені на рис. 3.2 та 3.3, параметри законів розподілу – у табл. 3.2.

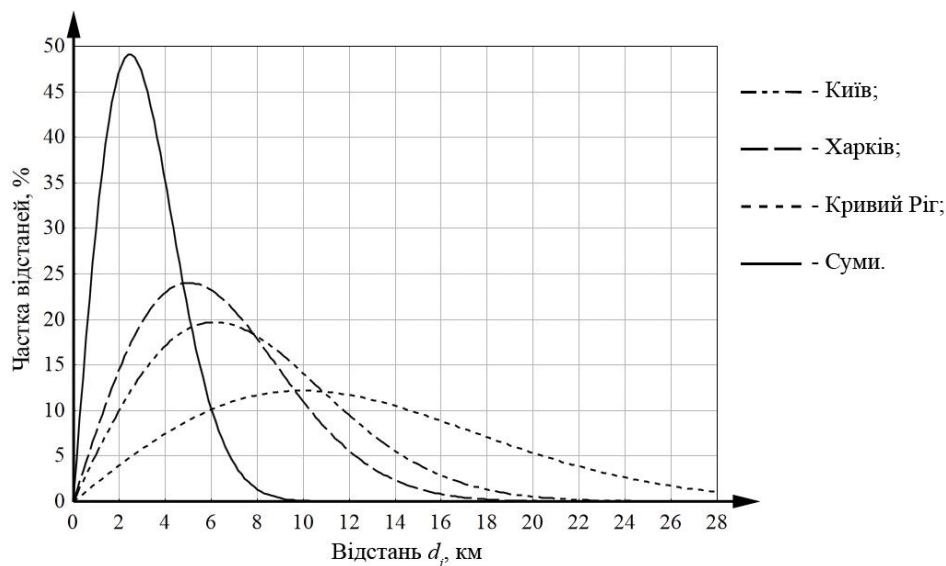


Рис. 3.2. Графіки щільності ймовірності розподілу Релея відстаней від «центрального» ЗП до всіх інших у містах з населенням понад 250 тис. чол.

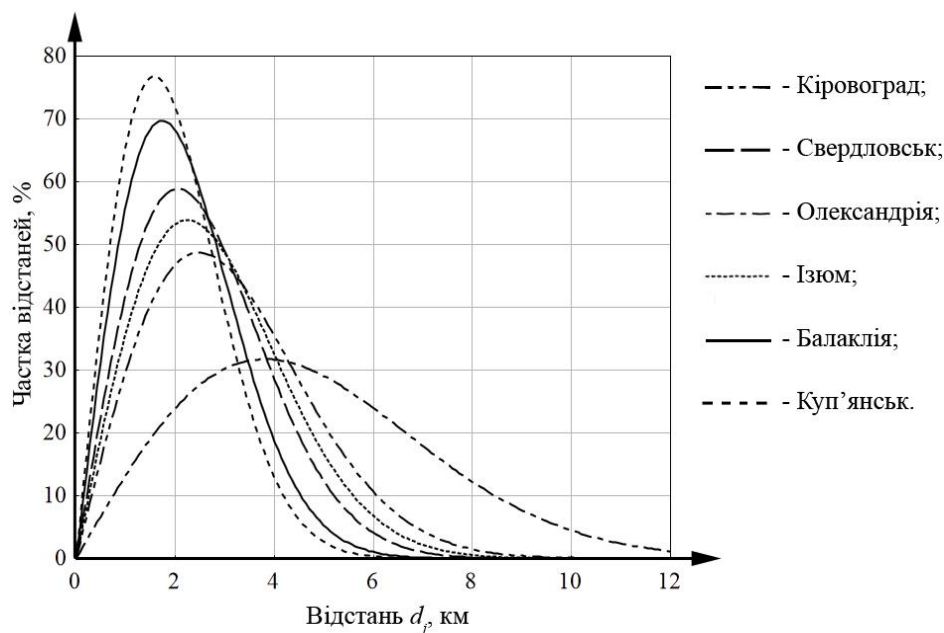


Рисунок 3.3 – Графіки щільності ймовірності розподілу Релея відстаней від «центрального» ЗП до всіх інших у містах з населенням до 250 тис. чол.

Таблиця 3.2

Параметри розподілу Релея, придатного для опису відстаней від «центрального» ЗП до всіх інших

Місто	Показник			
	Параметр σ_d	Величина тесту χ^2	Ймовірність тесту χ^2	Математичне сподівання, км
1	2	3	4	5
Київ	6,16	33,844	0,154	7,677

1	2	3	4	5
Харків	5,05	27,586	0,069	6,136
Кривий Ріг	9,95	26,875	0,081	11,717
Суми	2,47	14,931	0,312	2,907
Кіровоград	2,49	30,125	0,068	3,129
Свердловськ	2,06	4,876	0,675	2,280
Олександрія	3,82	10,839	0,055	4,916
Ізюм	2,25	25,177	0,067	3,026
Балаклія	1,74	3,450	0,486	2,073
Куп'янськ	1,58	12,429	0,087	1,879

Ці результати свідчать, що гіпотеза про придатність розподілу Релея для опису відстаней від «центрального» ЗП до всіх інших не відхиляється.

Для визначення можливості опису фактичних довжин перегонів ММПТ розподілом Релея, який представлений виразом (2.10), були побудовані частотні гістограми та графіки щільності ймовірності зазначеного розподілу. Приклад такої побудови стосовно м. Кіровоград, а також розсіювання ЗП, якими закінчуються перегони ГТ даного міста, представлені на рис. 3.4.

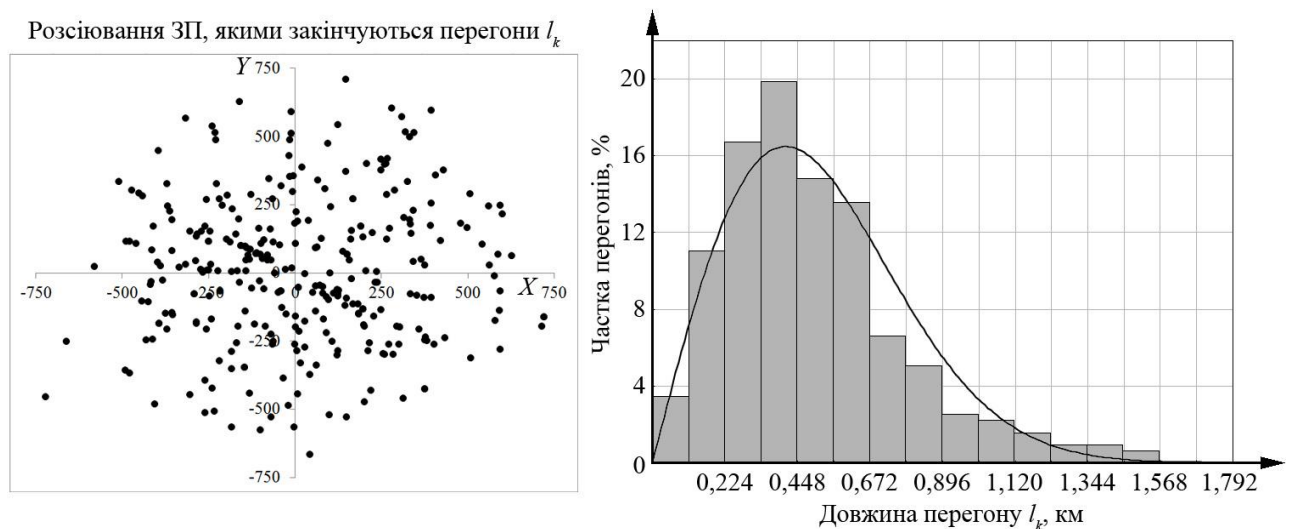


Рис. 3.4. Розсіювання ЗП закінчень перегонів та графік щільності ймовірності розподілу Релея, придатного для опису довжин перегонів м. Кіровоград

Графіки розподілів для інших досліджених міст носять аналогічний характер та представлені на рис. 3.5 та 3.6. Оцінка відповід-

ності між емпіричними даними та теоретичними кривими здійснювалась за величиною тесту χ^2 на рівні значущості 0,05 [112].

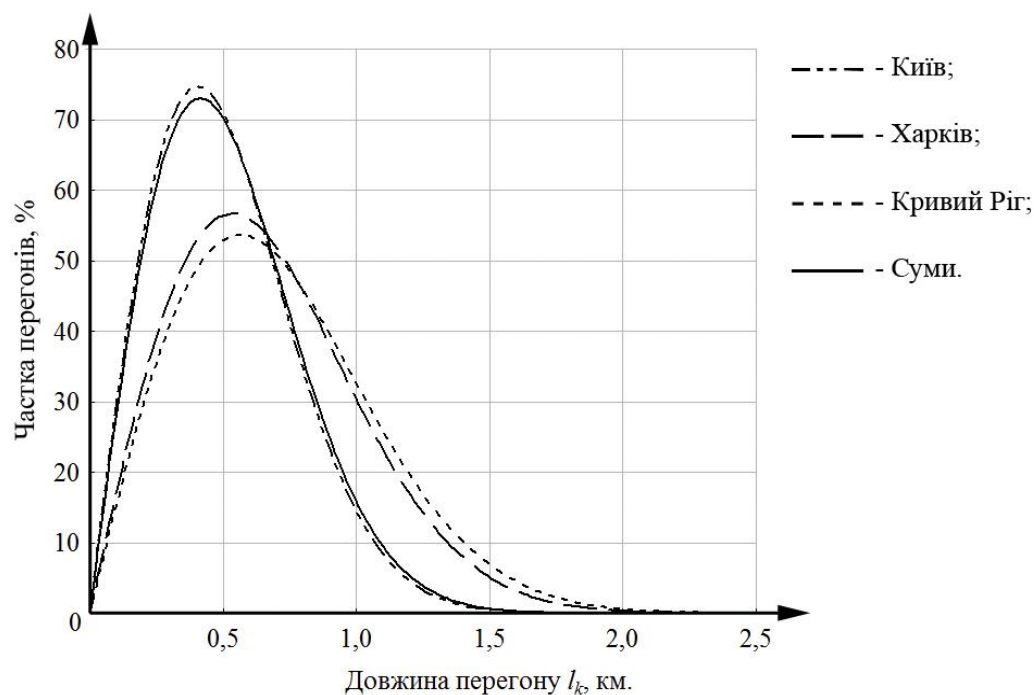


Рис. 3.5. Графіки щільності ймовірності розподілу Релея, придатного для опису довжин перегонів міст з населенням понад 250 тис. чол.

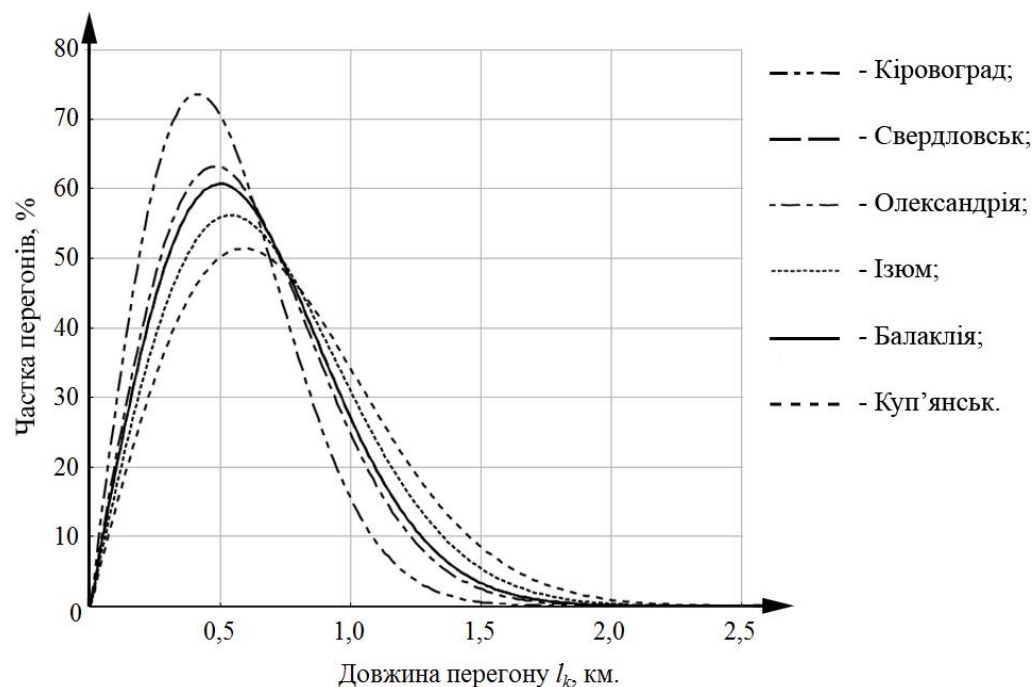


Рисунок 3.6 – Графіки щільності ймовірності розподілу Релея, придатного для опису довжин перегонів міст з населенням до 250 тис. чол.

Параметри отриманих законів розподілу наведені у табл. 3.3.

Таблиця 3.3

Параметри розподілу Релея, придатного для опису довжин перегонів ГТ

Місто	Показник			
	Параметр σ	Величина тесту χ^2	Ймовірність тесту χ^2	Математичне сподівання, км
Київ	0,406	27,346	0,117	0,558
Харків	0,535	22,629	0,179	0,686
Кривий Ріг	0,565	24,249	0,113	0,748
Суми	0,415	16,135	0,373	0,512
Кіровоград	0,412	18,030	0,115	0,494
Свердловськ	0,500	15,512	0,973	0,638
Олександрія	0,480	29,223	0,109	0,671
Ізюм	0,540	22,365	0,099	0,656
Балаклія	0,500	17,530	0,419	0,649
Куп'янськ	0,590	20,113	0,269	0,666

За побудованими графіками та даними, наведеними в табл. 3.3, можна стверджувати, що гіпотеза про можливість опису фактичних довжин перегонів громадського транспорту усіх досліджених міст за допомогою розподілу Релея не може бути відхилена. Це в деякому ступені підтверджує те, що розподіл координат зупиночних пунктів міського маршрутного пасажирського транспорту всіх десяти міст є асимптотично двомірним нормальним.

Ще одним підтвердженням двомірної нормальності системи $(X;Y)$ може стати нормальність кожної з координат окремо. Перевірка придатності одномірного нормального розподілу для опису окремо координати X та координати Y була здійснена для всіх десяти міст за допомогою критерію згоди Пірсона та критерію Колмогорова-Смирнова. Приклад графіку розподілу для міста Олександрія наведений на рис. 3.7. Графіки розподілів стосовно інших міст є аналогічними.

Параметри теоретичних розподілів, придатних для опису обох координат ЗП всіх міст, наведені в табл. 3.4, 3.5.

Таблиця 3.4

Параметри нормального розподілу, придатного для опису абсцис ЗП українських міст

Місто	Показник				
	Кут повороту	Математичне сподівання	Дисперсія	Величина тесту χ^2	Ймовірність тесту χ^2
1	2	3	4	5	6
Київ	73,4°	0	749	8,421	0,077

1	2	3	4	5	6
Харків	65,3°	0	$159 \cdot 10^5$	11,645	0,070
Кривий Ріг	18,6°	0	82500	5,996	0,112
Суми	38°	0	1600	10,704	0,297
Кіровоград	0°	0	6167000	3,880	0,144
Свердловськ	0°	0	71555	3,575	0,734
Олександрія	72,8°	0	8225000	15,402	0,052
Ізюм	150°	0	3775000	2,247	0,690
Балаклія	0°	0	331000	0,043	0,836
Куп'янськ	0°	0	15000	2,172	0,141

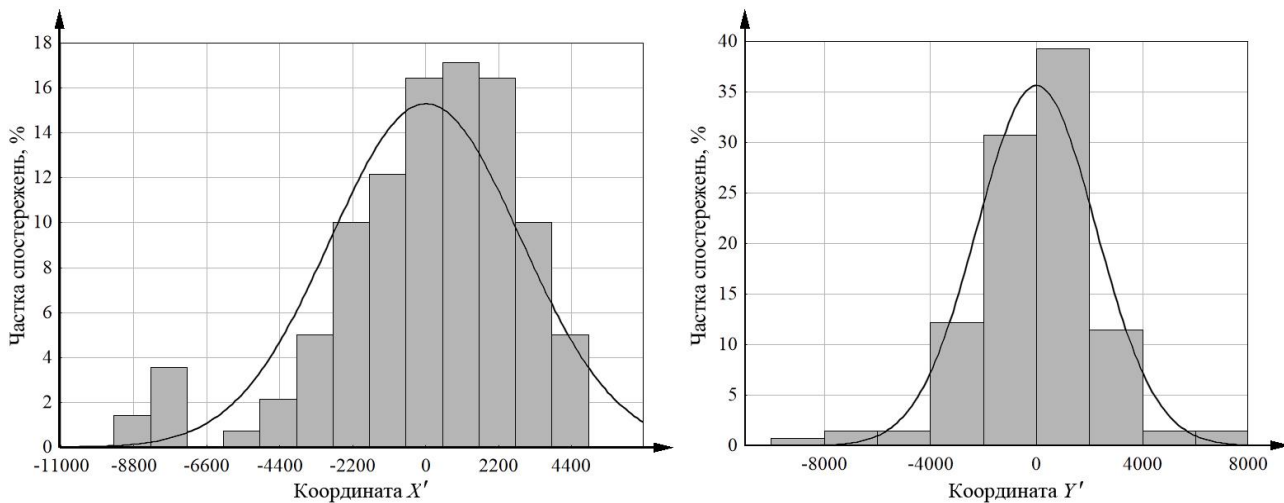


Рис. 3.7. Графіки нормального розподілу, придатного для опису координат ЗП м. Олександрія

Таблиця 3.5

Параметри нормального розподілу, придатного для опису ординат ЗП українських міст

Місто	Показник				
	Кут повороту	Математичне сподівання	Дисперсія	Величина тесту χ^2	Ймовірність тесту χ^2
Київ	73,4°	0	1300	32,514	0,051
Харків	110,3°	0	$237,8 \cdot 10^5$	0,256	0,879
Кривий Ріг	63,6°	0	15300	0,137	0,934
Суми	38°	0	3300	1,710	0,635
Кіровоград	0°	0	5632300	1,371	0,242
Свердловськ	0°	0	83500	2,694	0,101
Олександрія	27,8°	0	5014500	4,895	0,180
Ізюм	150°	0	4890000	5,949	0,051
Балаклія	0°	0	34500	1,208	0,272
Куп'янськ	0°	0	39000	0,711	0,701

Слід зазначити що ці параметри були отримані після центрування кожної з координат та при різних кутах повороту системи координат відносно центру розсіювання ЗП. Перетворені значення $(X'; Y')$ для кожного ЗП в повернутій на кут $\alpha_{\text{пов}}$ системі координат визначалися наступним чином [110]:

$$\begin{cases} x' = x \cdot \cos \alpha_{\text{пов}} + y \cdot \sin \alpha_{\text{пов}}; \\ y' = -x \cdot \sin \alpha_{\text{пов}} + y \cdot \cos \alpha_{\text{пов}}. \end{cases} \quad (3.2)$$

Використання перетворених згідно з виразом (3.2) координат зумовлено тим, що це дозволяє змінювати (в т.ч. мінімізувати) кореляційний зв'язок між координатами, за рахунок чого змінюється і ступінь придатності теоретичного розподілу для опису тієї чи іншої координати.

Всі три вищенаведені способи встановлення закону розподілу вектору $(X; Y)$ хоча й мають право на існування [103, 105], але є посередніми і нормальність досліджуваного двовірного вектору потребує більш ретельної та безпосередньої перевірки. Добру основу в даному випадку може створити перевірка двовірної нормальності системи координат $(X; Y)$ за допомогою спеціальних критеріїв, до яких відносяться багатомірний (в т.ч. двовірний) критерій Шапіро-Уїлка, критерій Мардіа, критерій Крамера-Мізеса, відстані Махаланобіса, критерій Ройстона та ін. [113-120]. Всі вони є досить складними у застосуванні, але не всім властива чутливість до різного роду відхилень від нормальності розподілу. В даній роботі для перевірки двовірної нормальності координат ЗП $(X; Y)$ були обрані критерій Мардіа та відстані Махаланобіса через їх розповсюдженість [113-120]. Сумісне застосування даних критеріїв дасть відповідь на питання про можливість вважати розподіл координат ЗП ГТ довірним нормальним або близьким до нього.

Критерій Мардіа заснований на величинах багатомірної асиметрії та ексцесу, які для двовірного вектору розраховуються як:

$$b_{sc} = \frac{1}{I^2} \sum_{J=1}^I [(x_J - \bar{x})' \cdot S^{-1} \cdot (y_J - \bar{y})]^3, \quad (3.3)$$

$$b_{kur} = \frac{1}{I} \sum_{J=1}^I [(x_J - \bar{x})' \cdot Z^{-1} \cdot (x_J - \bar{x})]^2, \quad (3.4)$$

$$Z = \frac{1}{I} \sum_{J=1}^I (x_J - \bar{x}) \cdot (y_J - \bar{y})', \quad (3.5)$$

де b_{sc} – двомірна асиметрія;

I – розмір вибірки;

x_J, y_J – значення випадкових величин X та Y ;

$\bar{x}, \bar{y}$ – середні значення випадкових величин X та Y ;

Z – коваріаційна матриця системи випадкових величин;

b_{kur} – двомірний ексцес.

Для перевірки нормальності використовують статистики

$$z_{sc} = \frac{I b_{sc}}{6}, \quad (3.6)$$

$$z_{kur} = \sqrt{\frac{I}{8d_{vr} \cdot (d_{vr} + 2)}} (b_{kur} - d_{vr} \cdot (d_{vr} + 1)), \quad (3.7)$$

де d_{vr} – кількість випадкових величин у системі, $d_{vr} = 2$.

Статистика z_{sc} має асимптотичний розподіл χ^2 з $d_{vr}(d_{vr} + 1) \times (d_{vr} + 2)/6$ ступенями свободи, а статистика z_{kur} асимптотично розподілена за стандартним нормальним законом [113-115]. На основі цього визначають рівень значущості кожної статистики – якщо обидві статистики є значущими, то гіпотеза про двомірну нормальність системи випадкових величин не відхиляється.

Стосовно відстаней Махаланобіса, то їх застосування для перевірки багатомірної нормальності полягає в наступному. Будується графік, на якому точки, що представляють досліджувані дані, відкладаються на фоні точок, яким, як передбачається, властива багатомірна нормальність. Зокрема, розглядається квадрат відстані Махаланобіса вектору даних x_J від його середнього значення $\bar{x}$:

$$m_J^2 = (x_J - \bar{x})' \cdot Z^{-1} \cdot (x_J - \bar{x}). \quad (3.8)$$

Набір з I багатомірних відстаней може бути впорядкований та відкладений на графіку на фоні процентилів розподілу хі-квадрат $\chi_{(1-\alpha_J); d_{vr}}^2$, де $(1-\alpha_J) = (J - 0,5)/I$, $J = 1, 2, \dots, I$. У випадку багато-

мірної нормальності графік розсіювання точок $[m_J^2, \chi_{(1-\alpha_J); d_{vr}}^2]$ повинен представляти собою пряму лінію [113-115].

При цьому варто пам'ятати, що дані критерії, висуваючи досить жорсткі вимоги до відповідності між емпіричним та теоретичним розподілами, не дають повної гарантії від можливості зробити помилку першого чи другого роду. Тому слід мати на увазі, що невиконання або неповне виконання цих вимог не у всіх випадках слід розцінювати як відхилення гіпотези про близькість емпіричного та теоретичного розподілів. До того ж в даній роботі не ставиться задача доказу «ідеальної» відповідності розподілу координат ЗП двовірному нормальному розподілу – для підтвердження висунутих в розділі 2 гіпотез достатньо лише довести близькість розподілу $(X;Y)$ до нормального, що вже зроблено за допомогою наведеного вище розподілу Релея (табл. 3.2, 3.3).

Застосування критеріїв (3.3), (3.4) і (3.8) для перевірки нормальності двовірного вектору координат ЗП $(X;Y)$ для всіх досліджуваних міст було здійснено у програмному середовищі STATISTICA 10.0 [121]. Приклад побудови графіка, що передбачається при визначенні відстаней Махаланобіса, для м. Кривий Ріг наведений на рис. 3.8. Для інших міст подібні графіки виявились аналогічними. Зведені результатів перевірки за іншими критеріями наведені у табл. 3.6.

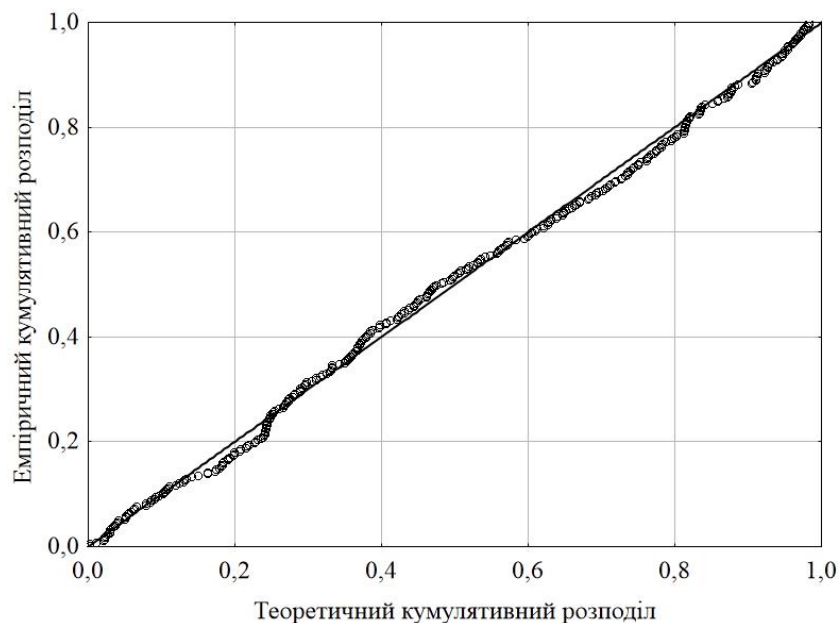


Рис. 3.8. Графік «ймовірність-ймовірність» квадратів відстаней Махаланобіса стосовно двовірному вектору координат ЗП м. Кривий Ріг

За результатами тесту Мардіа гіпотеза про двомірну нормальність координат зупиночних пунктів ($X;Y$) не відхиляється для малих міст Балаклії та Куп'янська. У випадку міст Київ, Харків, Кривий Ріг, Кіровоград, Свердловськ, Ізюм та Суми лише один з параметрів – або асиметрію, або ексцес – можна вважати значущим, чого недостатньо для повного підтвердження двомірної нормальності вектору координат ЗП ($X;Y$). Застосування ж квадрату відстаней Махаланобіса демонструє невелике відхилення розподілу системи ($X;Y$) від двомірного нормального для усіх розглянутих міст.

Таблиця 3.6

Результати тесту Мардіа

Місто	Двомірна асиметрія			Двомірний ексцес		
	Значення b_{sc}	Статистика z_{sc}	Рівень значущості	Значення b_{kur}	Статистика z_{kur}	Рівень значущості
Київ	0,335	79,0602	$2,2 \cdot 10^{-16}$	7,7573	-1,1418	0,2535
Харків	0,4699	38,7663	$7,8 \cdot 10^{-8}$	6,8989	-3,0624	0,0022
Кривий Ріг	1,3748	77,4486	$5,6 \cdot 10^{-16}$	7,5053	-1,1369	0,2556
Суми	0,3829	10,5926	0,03155	10,6499	4,2676	0
Кіровоград	0,3829	10,5926	0,03155	10,6499	4,2676	0
Свердловськ	1,2668	14,5687	0,00568	6,8837	-1,1591	0,2464
Олександрія	4,2892	100,0817	0	16,1555	12,0622	0
Ізюм	1,7394	21,4532	0,00026	7,1077	-0,9594	0,3373
Балаклія	1,6695	7,2344	0,12401	6,9538	-0,6668	0,5049
Куп'янськ	1,1819	9,0614	0,05958	8,4181	0,3545	0,7230

Сукупне застосування всіх наведених способів перевірки двомірної нормальності вектору ($X;Y$) дозволяє зробити висновок про те, що розподіл координат ЗП міст Київ, Харків, Кривий Ріг, Кіровоград, Свердловськ, Олександрія, Ізюм та Суми можна вважати асимптотично двомірним нормальним. Стосовно міст Балаклія та Куп'янськ гіпотезу про двомірну нормальність ($X;Y$) можна вважати повністю підтвердженою.

Наведені експериментальні перевірки підтверджують гіпотезу про випадковий характер процесів розподілу об'єктів тяжіння по території міста та вказують на доцільність застосування параметру зсуву при описі довжин перегонів за допомогою показникового розподілу.

3.3 Закономірності у довжинах перегонів громадського транспорту

У підрозділах 2.2 та 2.3 було вказано на доцільність використання при описі довжин перегонів показникового розподілу з параметром зсуву $l_{\min}$. Правомірність використання саме такого значення параметру можна додатково підтвердити тим, що якщо взяти цей параметр згідно з виразами (2.11), (2.12) рівним 0,25 км., то лише в одному місті після застосування зсуву збережеться весь набір перегонів (м. Балаклія). В інших містах, враховуючи нерівність (2.14), від 3 % (м. Свердловськ) до 32 % (м. Суми) значень l_k будуть зведені до 0. Це спотворюватиме емпіричні дані та не може вважатися виправданим. Крім того, параметр зсуву $l_{\min}$ є обґрунтованим з точки зору врахування особливостей міст, що розглядаються, і при його застосуванні до 0 зводиться лише одне – мінімальне значення довжини перегону у кожному місті.

Приклад побудови гістограми розподілу перегонів та щільності (2.29) при описі довжин перегонів міста Київ наведений на рис. 3.9. Розподіли величини l'_k для інших міст мають аналогічний характер та наведені на рис. 3.10 і 3.11. Параметри розподілів для всіх міст наведені у табл. 3.7.

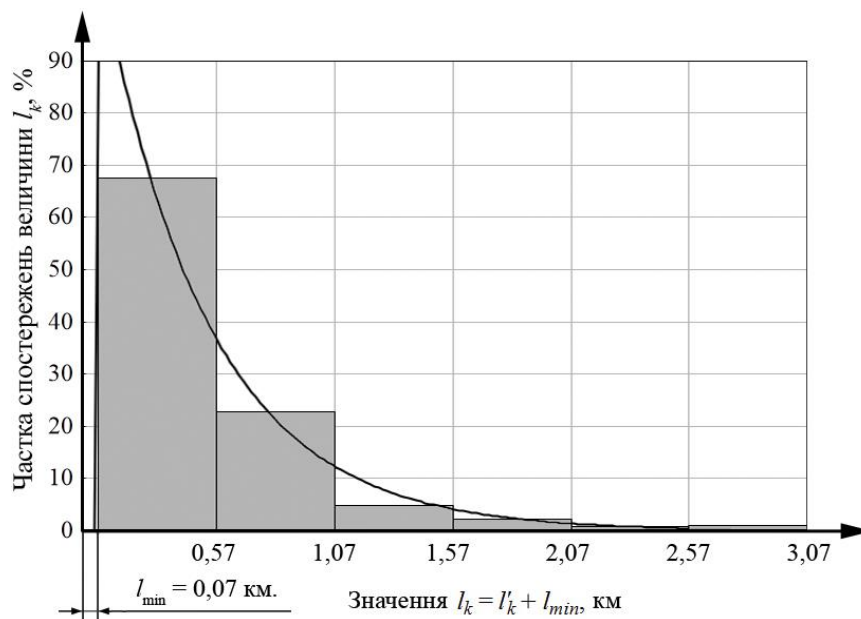


Рис. 3.9. Графік щільності ймовірності показникового розподілу, придатного для опису скорегованих довжин перегонів ГТ м. Київ

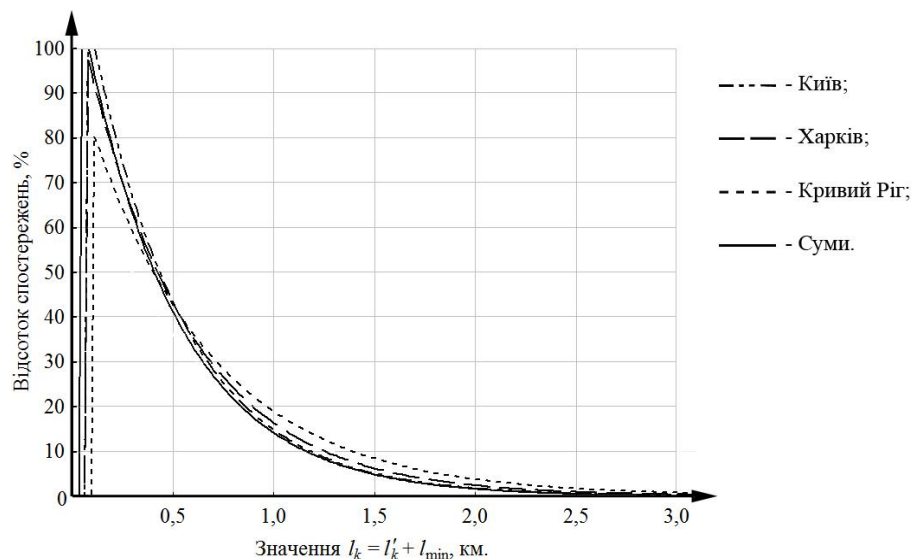


Рис. 3.10. Графіки показникового розподілу, придатного для опису скорегованих довжин перегонів ГТ міст з населенням понад 250 тис. чол.

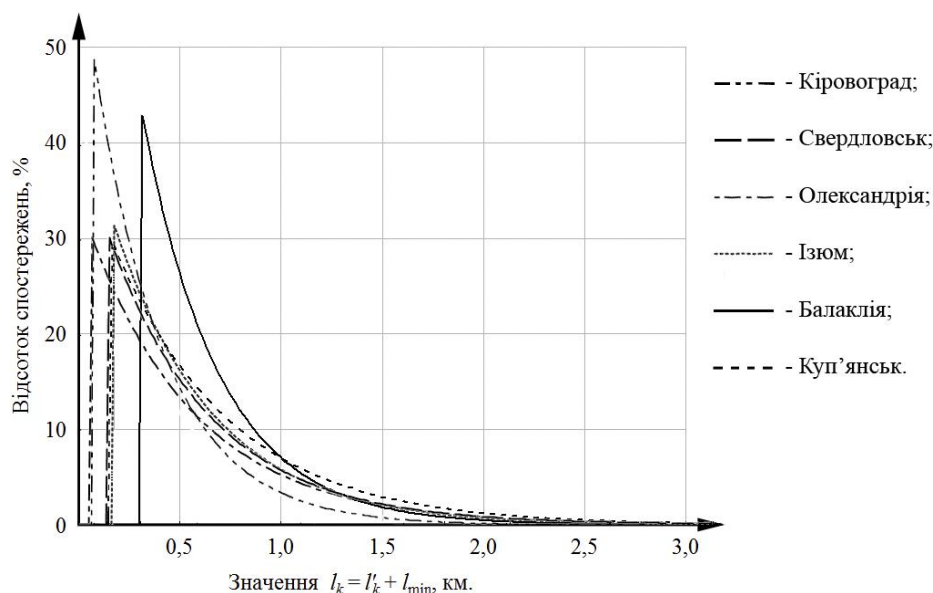


Рис. 3.11. Графіки показникового розподілу, придатного для опису скорегованих довжин перегонів ГТ міст з населенням до 250 тис. чол.

Таблиця 3.7

Параметри показникового розподілу, придатного для опису скорегованих довжин перегонів ГТ

Місто	Показник				
	Мінімальна довжина перегону $l_{\min}$, км.	Параметр λ	Величина тесту χ^2	Ймовірність тесту χ^2	Величина тесту Колмогорова-Смирнова
1	2	3	4	5	6
Київ	0,070	2,18	2,738	0,254	0,020
Харків	0,074	1,96	2,738	0,254	0,009

1	2	3	4	5	6
Кривий Ріг	0,100	1,63	1,66	0,436	0,012
Суми	0,043	2,16	1,796	0,773	0,016
Кіровоград	0,077	2,94	0,603	0,438	0,005
Свердловськ	0,147	1,95	3,709	0,054	0,068
Олександрія	0,057	1,93	0,834	0,659	0,016
Ізюм	0,172	2,01	6,396	0,094	0,077
Балаклія	0,307	2,63	1,316	0,251	0,093
Куп'янськ	0,150	1,81	12,138	0,059	0,122

Аналогічна перевірка також була здійснена для величини L'_S , але здійснити її на основі повного набору шляхів пересування виявилося складним завданням. Це обумовлене відсутністю у VISUM відповідних інструментів. Як наслідок, параметри розподілу L'_S оцінювалися вибіркоким методом. З цією метою для кожного міста була зроблена вибірка із 100 найкоротших ВЗП та отриманий масив перегонів, з яких вони складаються. Розмір вибірки обумовлений великою кількістю можливих шляхів прямування та різною ймовірністю реалізації кореспонденцій за ними. Як і для інших вже розглянутих випадкових величин, були побудовані емпіричні гістограми та графіки щільностей теоретичного розподілу і застосовані тести χ^2 та Колмогорова-Смирнова. Приклад побудови гістограми та графіку для м. Київ, які є аналогічними для інших міст, наведений на рис. 3.12.

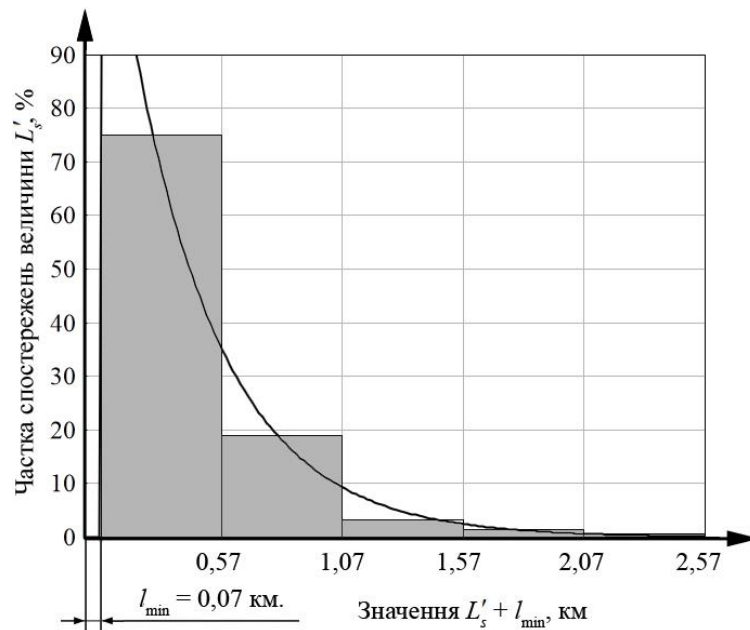


Рис. 3.12. Графік показникового розподілу, придатного для опису L'_S м. Київ

Параметри відповідних розподілів наведені у табл. 3.8.

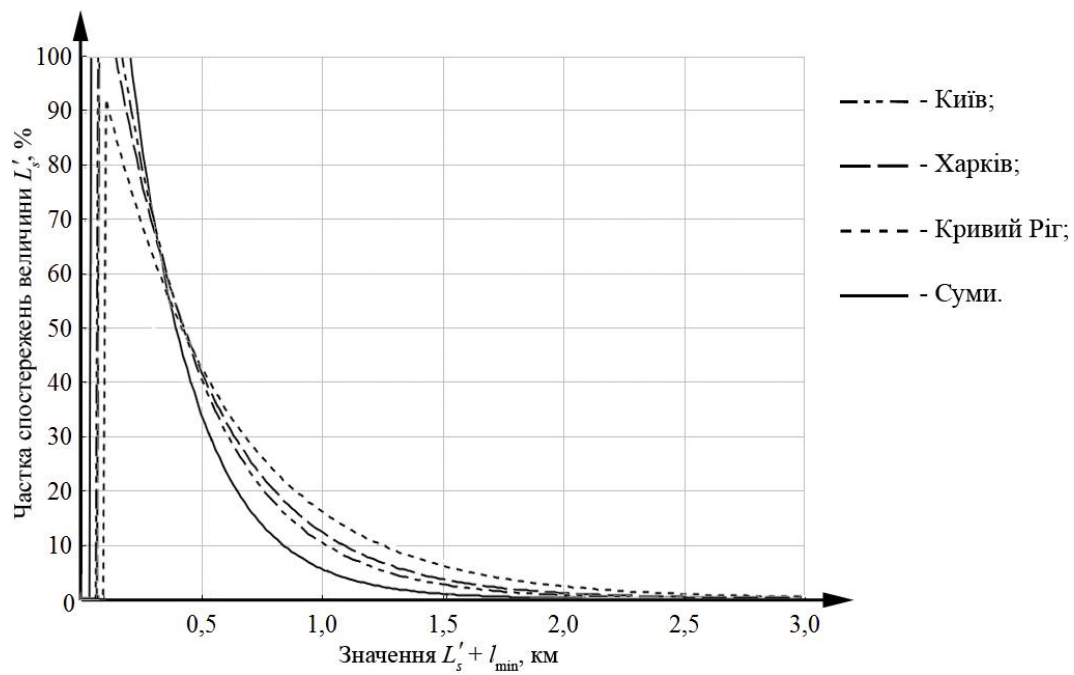


Рис. 3.13. Графіки показникового розподілу, придатного для опису величини L'_S для міст з населенням понад 250 тис. ол..

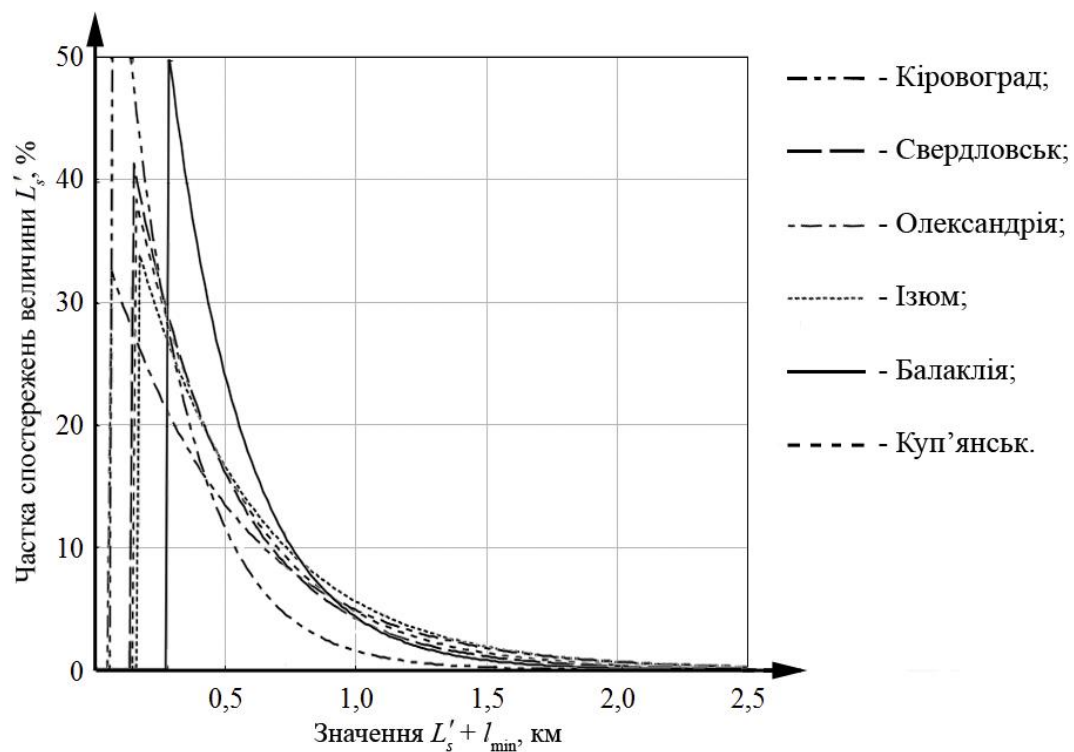


Рис. 3.14. Графіки показникового розподілу, придатного для опису величини L'_S для міст з населенням до 250 тис. ол..

**Параметри показникового розподілу, придатного для опису
довжин перегонів, з яких складаються ВЗП**

Місто	Показник				
	Величина зсуву $l_{\min}$, км.	Параметр λ'	Величина тесту χ^2	Ймовірність тесту χ^2	Величина тесту Колмогорова-Смирнова
Київ	0,070	2,66	3,647	0,239	0,020
Харків	0,074	2,38	2,908	0,184	0,016
Кривий Ріг	0,100	1,88	2,774	0,350	0,018
Суми	0,043	3,57	0,078	0,827	0,010
Кіровоград	0,077	3,93	7,24	0,088	0,020
Свердловськ	0,147	2,56	2,211	0,533	0,010
Олександрія	0,057	1,98	1,319	0,569	0,010
Ізюм	0,172	2,05	22,112	0,050	0,040
Балаклія	0,307	3,11	0,283	0,627	0,010
Куп'янськ	0,150	2,36	8,405	0,363	0,030

Побудовані графіки та дані табл. 3.6, 3.7 свідчать про придатність показникового розподілу з параметром зсуву $l_{\min}$ для опису скорегованих довжин перегонів маршрутного пасажирського транспорту всіх розглянутих міст.

Використання у подальших дослідженнях саме показникового закону додатково підтверджується наступними аргументами:

- показниковий розподіл стосовно довжин перегонів має більші описові спроможності, ніж розподіл Релея;
- показниковий закон має більш загальний, ніж розподіл Релея, характер та є більш гнучким у застосуванні в практиці ймовірнісних розрахунків – він є окремим випадком деяких інших розподілів, до нього більш зручно застосовувати різні перетворення, в т.ч. і згортку розподілів, він більш розповсюджений в інженерних застосуваннях теорії ймовірностей та математичної статистики [103, 110].

Окремо слід відзначити, що використання показникового закону з параметром зсуву, рівним $l_{\min}$, дозволяє відобразити природу величини довжини перегону: оскільки $l'_k = l_k - l_{\min}$, фактична (повна) довжина перегону визначається виразом $l_k = l'_k + l_{\min}$, що свідомо був застосований при позначенні горизонтальної вісі на рис. 3.9 – 3.14. Цим підкреслюється, що щільність розподілу величини l_k визнача-

ється розподілом l'_k та починає існувати не з 0, а зі значення мінімальної довжини перегону $l_{\min}$ на горизонтальній вісі, що повністю відповідає дійсності, оскільки перегонів із довжиною 0 не існує.

Таким чином, експериментальна перевірка на даному етапі не спростувала жодної з висунутих гіпотез, що дає змогу перевірити вид та визначити параметри розподілу ВЗП.

3.4 Закономірності у відстанях між зупиночними пунктами

Матриця відстаней між ЗП (чи між транспортними районами) виступає однією з найважливіших просторових характеристик міста, оскільки вона безпосередньо визначається особливостями міської території – її рельєфом, плануванням, наявністю різного роду перешкод при сполученні між ЗП (річок, кар'єрів, гір, ярів), географічними особливостями і адміністративними межами та багатьма іншими. Розподіл відстаней трудових пересувань городян є функцією від згаданої матриці і саме вона повинна використовуватись для визначення умов формування ФР населення територією міст.

Для розрахунку матриць відстаней у VISUM було здійснено районування території досліджуваних міст, при якому кожна зупинка була виділена в окремий ТР. Виключенням стали міста Київ та Харків, в яких в транспортні райони були згруповані по декілька ЗП через наявність у використаній версії VISUM обмежень – кількість районів, необхідних для розрахунку шуканих матриць, не повинна перевищувати 400 одиниць, що набагато менше за кількість зупиночних пунктів у зазначених містах. Таке угруповання ЗП може бути виправдане достатньо великою трудністю обліку переміщень населення на малі відстані [1, 5], які здебільшого відносяться до внутрішньорайонних та в даній роботі не розглядаються.

Після районування міської території у VISUM були проведені процедури розрахунку матриць витрат, які містять відстані між ЗП (ТР), що долаються пасажиром у транспортних засобах ГТ по тій частині ВДМ, де проходять траси маршрутів.

З метою підтвердження припущення про можливість застосування гама-розподілу для опису l_{ij} з використанням критерію

Пірсона (на рівні значущості 0,05) була здійснена перевірка придатності пуассонівського та дискретного трикутного законів для опису розподілу n_{ij} . Приклади результатів цієї перевірки для міст Кіровоград та Свердловськ наведені на рис. 3.15 та 3.16.

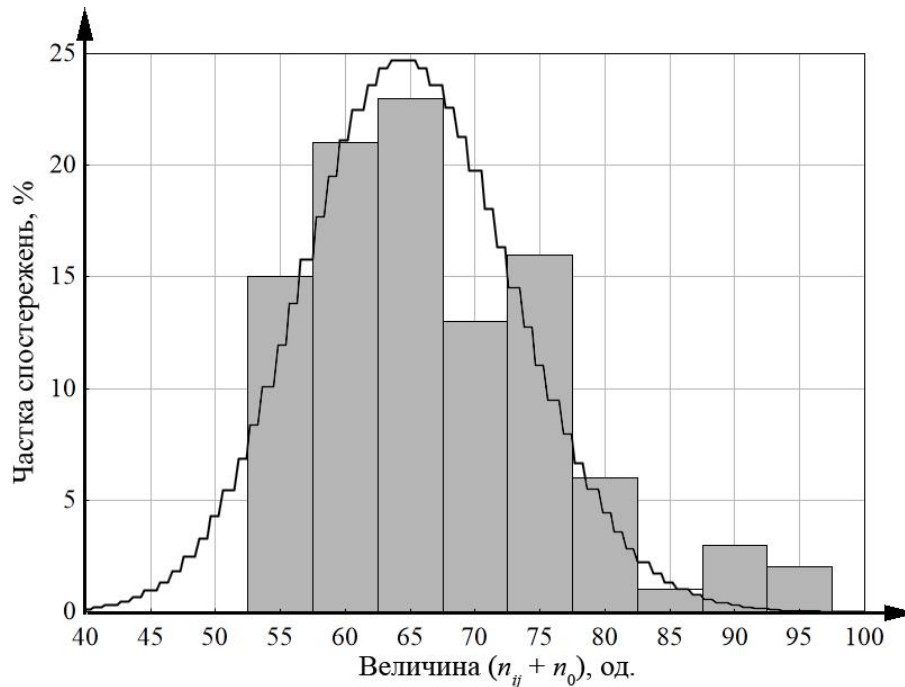


Рис. 3.15. Розподіл кількості перегонів між ЗП м. Суми, що описується законом Пуассона

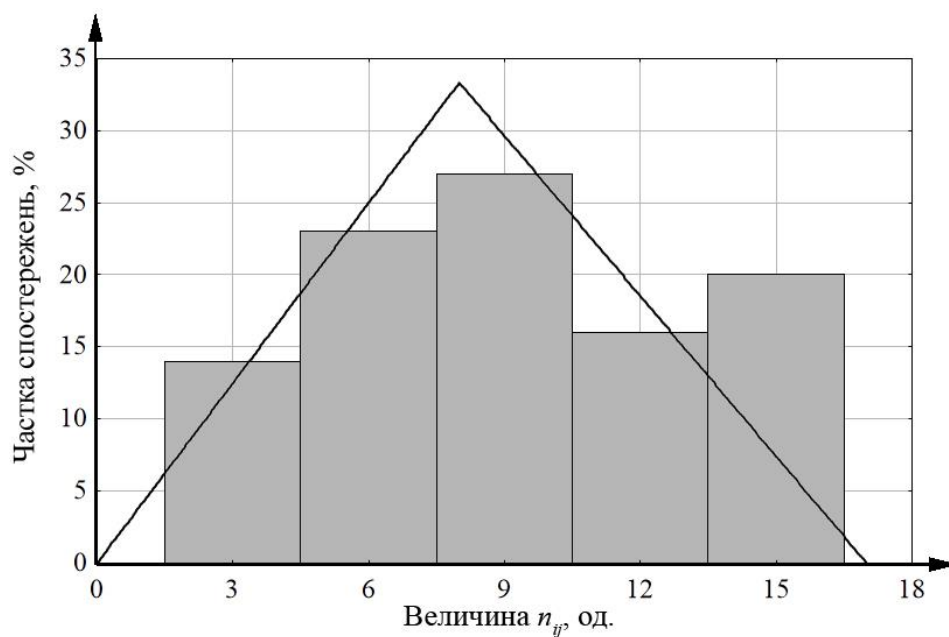


Рис. 3.16. Розподіл кількості перегонів між ЗП м. Свердловськ, що описується трикутним законом

Графіки розподілів для інших міст наведені на рис. 3.17 – 3.20. На графіках рис. 3.17, 3.18 відбито розподіл Пуассона.

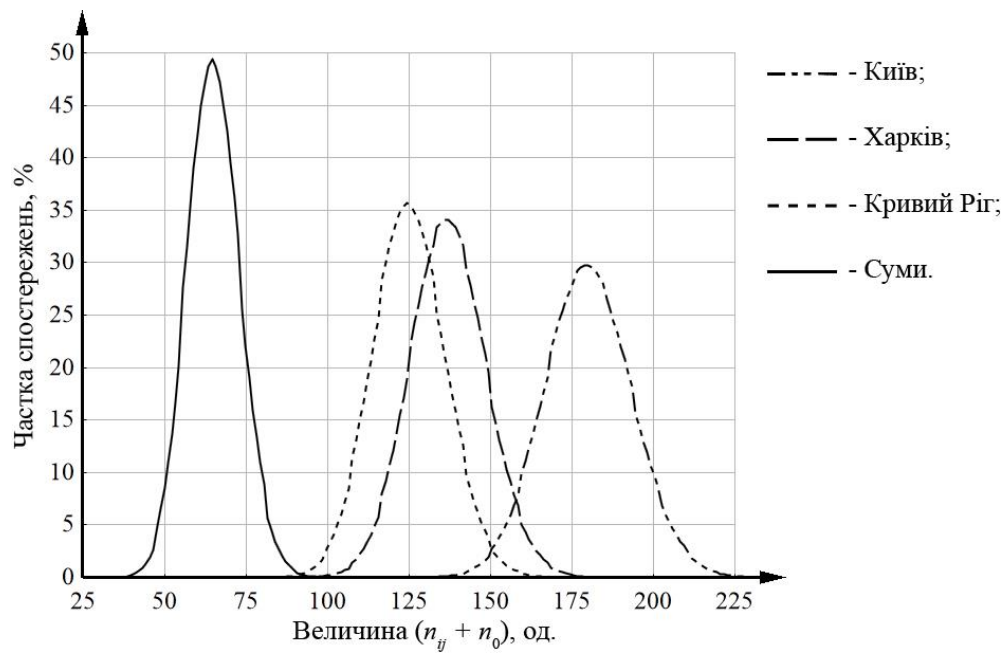


Рис. 3.17. Пуассонівський розподіл кількості перегонів між ЗП міст з населенням понад 250 тис. чол.

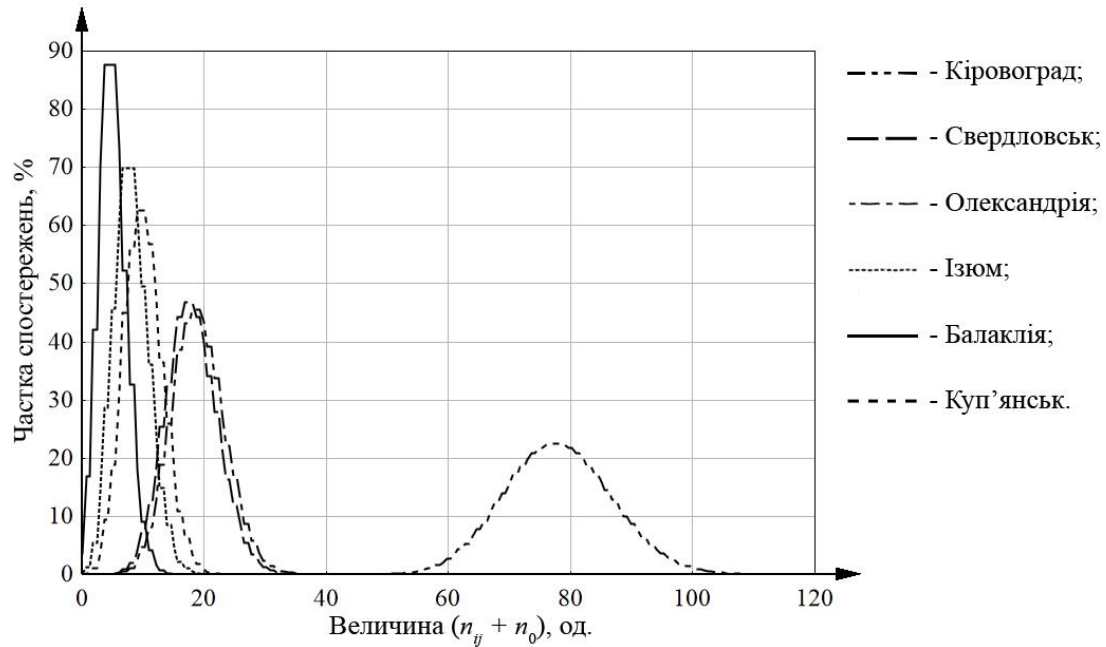


Рис. 3.18. Пуассонівський розподіл кількості перегонів між ЗП міст з населенням до 250 тис. чол.

На рис. 3.19, 3.20 відбито трикутний розподіл.

Слід зазначити, що кількість перегонів n_{ij} визначалась за матеріалами, отриманими з вибірок із 100 ВЗП, що були зроблені для кожного міста з метою оцінки параметрів величини L'_S (підраховувалась кількість перегонів на цих відстанях).

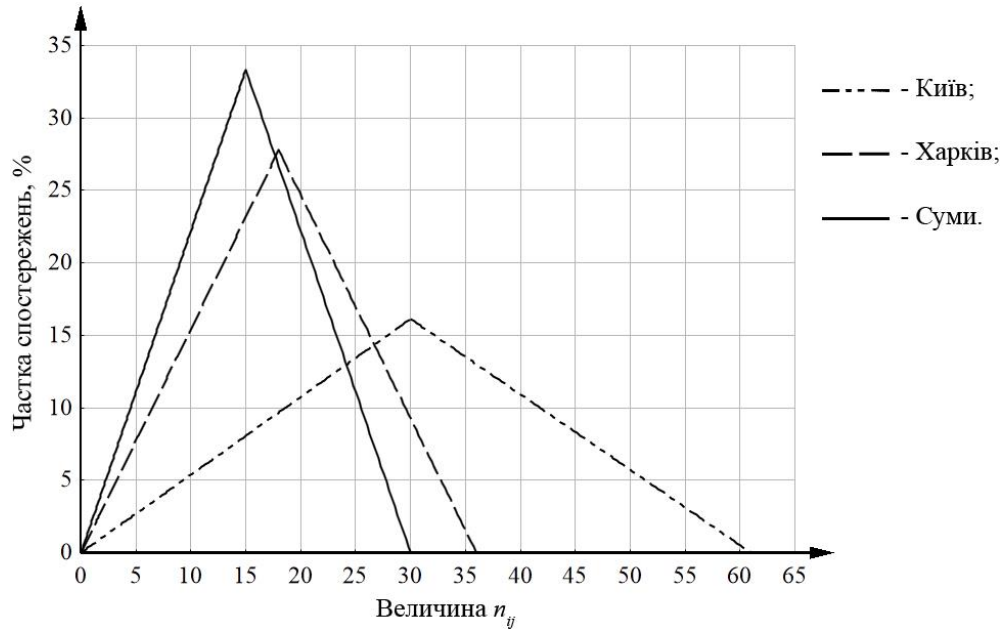


Рис. 3.19. Трикутний розподіл кількості перегонів між ЗП міст з населенням понад 250 тис. чол.

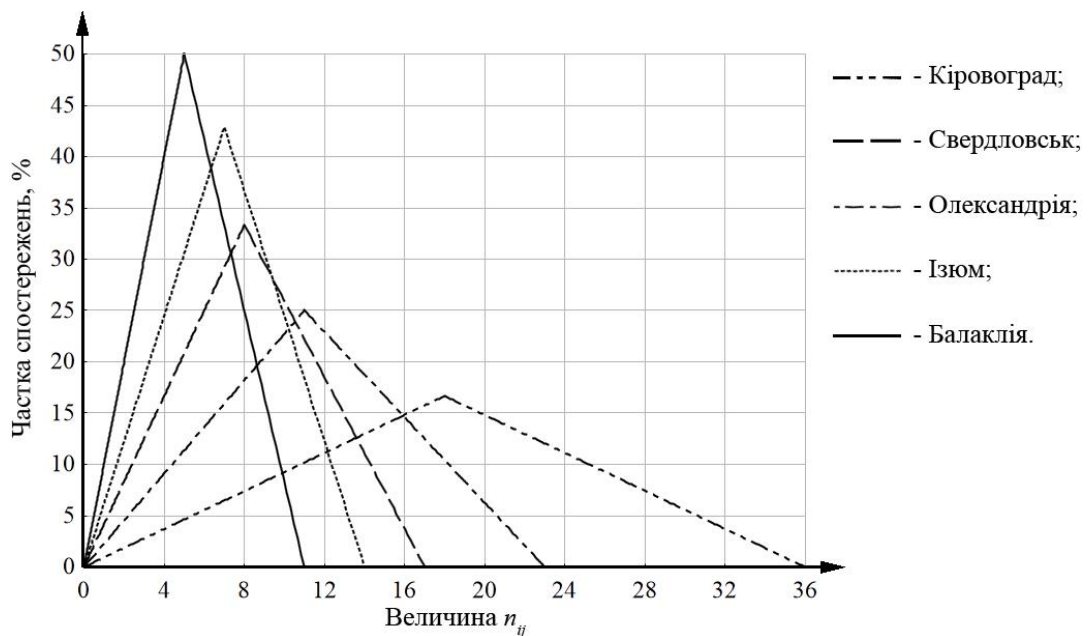


Рис. 3.20. Трикутний розподіл кількості перегонів між ЗП міст з населенням до 250 тис. чол.

Параметри наведених розподілів представлені у табл. 3.9.

Таблиця 3.9

**Параметри пуассонівського та трикутного розподілів,
придатних для опису величини n_{ij}**

Місто	Показник			
	Параметр розподілу	Величина константи n_0	Величина тесту χ^2	Ймовірність тесту χ^2
Розподіл Пуассона				
Київ	180	150	2,955	0,889
Харків	137	120	14,391	0,072
Кривий Ріг	125	100	20,092	0,000
Суми	65	50	6,095	0,192
Кіровоград	78	60	6,522	0,259
Свердловськ	18	10	5,684	0,46
Олександрія	19	8	12,433	0,053
Ізюм	8	0	8,347	0,214
Балаклія	5	0	6,318	0,097
Куп'янськ	10	3	2,998	0,392
Трикутний розподіл				
Київ	30	парне	8,292	0,6003
Харків	17	непарне	23,853	0,0676
Кривий Ріг	-	-	-	-
Суми	14	непарне	17,290	0,0682
Кіровоград	17	непарне	18,087	0,0535
Свердловськ	8	парне	8,533	0,0739
Олександрія	11	парне	16,502	0,0571
Ізюм	6	непарне	17,218	0,1016
Балаклія	5	парне	14,350	0,0731
Куп'янськ	-	-	-	-

Примітка. У стовпчику «Величина константи n_0 » стосовно трикутного розподілу вказано парність максимального значення n_{ij} .

З двох трикутних розподілів – з парним та непарним максимальним значенням n_{ij} – до уваги приймався лише найкращий, тобто найбільш придатний для опису розподілу величини n_{ij} .

За результатами даної перевірки було встановлено, що трикутний розподіл виявився непридатним для опису величини кількості перегонів n_{ij} у містах Кривий Ріг та Куп'янськ, що стосовно міста Кривий Ріг можна пояснити особливістю його адміністративно-територіальних меж (плануванням, начертанням меж міста), а стосовно

міста Куп'янськ – його досить малим, найменшим з розглянутих розміром.

За побудованими графіками та даними табл. 3.9 можна стверджувати, що гіпотеза про те, що розподілами, придатними для опису кількості перегонів, які долаються на шляху між парами ЗП міст, є пуассонівський та трикутний, не спростовується для всіх міст, за виключенням Кривого Рогу та Куп'янська, для яких придатним для опису n_{ij} виявився лише розподіл Пуассона. Це дозволяє зробити висновок про те, що трикутний розподіл більш придатний для опису n_{ij} досить крупних міст, які мають геометрично «правильне» начертання адміністративних меж.

Такі результати можуть вважатися наслідком недостатньої теоретичної обґрунтованості розглянутих розподілів, але отриманий ступінь відповідності між емпіричними та теоретичними розподілами можна вважати достатнім для переходу до перевірки придатності закону (2.59) для опису закономірностей у відстанях між ЗП l_{ij} .

Приклад результатів перевірки придатності гама-розподілу для опису відстаней між зупиночними пунктами міста Кривий Ріг наведений на рис. 3.21.

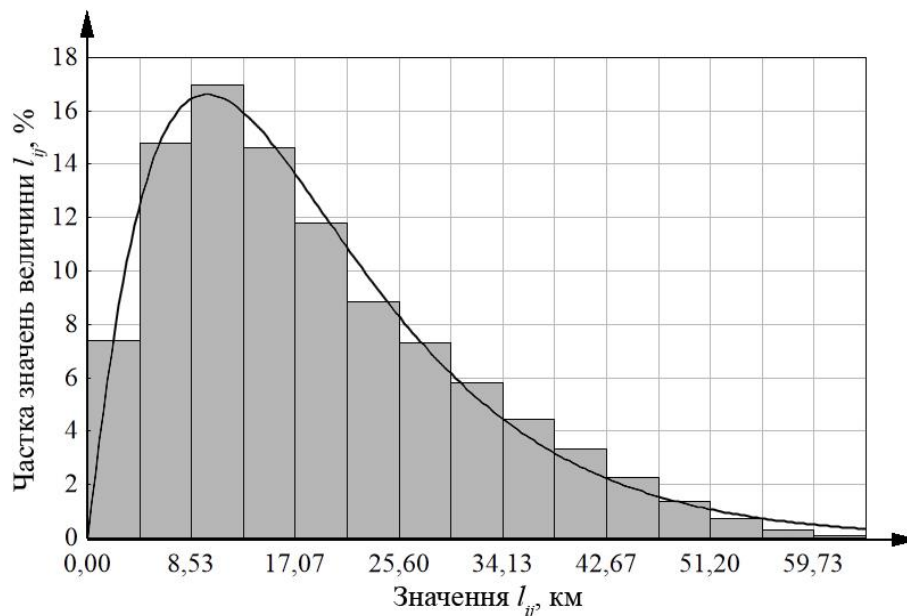


Рис. 3.21. Розподіл відстаней між ЗП м. Кривий Ріг

Перевірка відповідності між емпіричним та теоретичним розподілами для всіх міст була здійснена з використанням критерію

згоди χ^2 та критерію Колмогорова-Смирнова. Гіпотеза про можливість опису емпіричного розподілу теоретичним вважалася такою, яка не може бути відхилена, як що рівень значущості перевищував 0,05. Дана умова була викона на для всіх десяти міст, обраних для експериментальних досліджень.

Результати перевірки для інших міст носять аналогічний характер та наведені на рис. 3.22 та 3.23, параметри відповідних розподілів представлені в табл. 3.10.

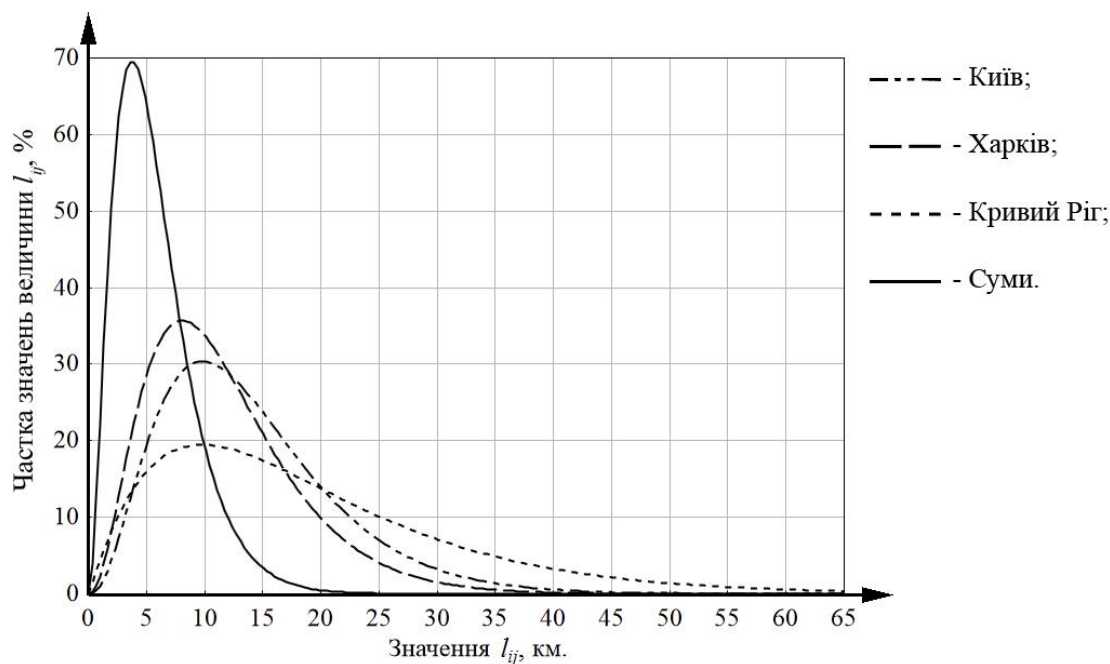


Рис. 3.22. Розподіл відстаней між ЗП (ТР) міст з населенням понад 250 тис. чол.

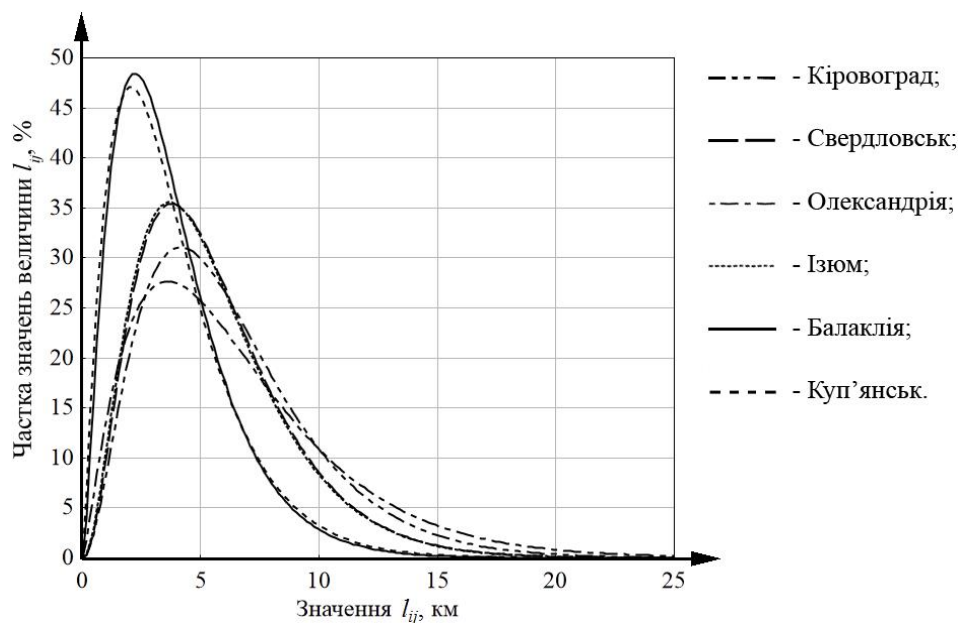


Рис. 3.23. Розподіл відстаней між ЗП міст з населенням до 250 тис. чол.

Таблиця 3.10

**Параметри гама-розподілу, придатного для опису
випадкової величини відстаней між ЗП (ТР)**

Місто	Показник				
	Параметр масштабу β	Пара- метр форми α	Величи- на тесту χ^2	Ймовір- ність тесту χ^2	Величина тесту Колмогорова- Смирнова
Київ	4,10	3,40	21,144	0,145	0,044
Харків	3,59	3,25	16,448	0,280	0,034
Кривий Ріг	9,18	2,07	8,036	0,582	0,025
Суми	2,00	2,88	7,163	0,343	0,031
Кіровоград	2,11	2,96	8,96	0,439	0,031
Свердловськ	1,79	3,11	26,249	0,050	0,056
Олександрія	2,91	2,24	15,98	0,091	0,046
Ізюм	1,81	3,04	28,11	0,051	0,052
Балаклія	1,57	2,41	20,092	0,063	0,050
Куп'янськ	1,76	2,16	6,612	0,671	0,017

Все це свідчить про те, що гіпотеза про можливість опису гама-розподілом випадкової величини ВЗП досліджених міст не може бути відхилена.

З метою перевірки придатності формул (2.53) – (2.58) для розрахунку математичного сподівання та дисперсії l_{ij} було здійснено порівняння числових характеристик, розрахованих за цими формулами, з фактичними. Результати перевірки наведені в табл. 3.11 та 3.12.

Таблиця 3.11

**Результати розрахунку числових характеристик
величини l_{ij}**

Місто	Математичне сподівання, км.,			Дисперсія, км ² ,		
	фак- тичне	розраховане з вико- ристанням параметрів		фак- тична	розрахована з вико- ристанням параметрів	
		розподілу Пуассона	трикутного розподілу		розподілу Пуассона	трикутного розподілу
1	2	3	4	5	6	7
Київ	13,673	13,378	13,601	44,461	30,561	26,964
Харків	11,247	8,401	8,895	31,772	27,938	12,976
Кривий Ріг	18,564	15,798	-	145,276	43,69	-
Суми	5,550	4,847	4,847	9,961	6,397	4,175
Кіровоград	6,048	5,966	5,966	11,005	6,678	4,97
Свердловськ	5,318	4,301	4,57	6,831	4,356	3,373

1	2	3	4	5	6	7
Олександрія	6,340	6,183	6,464	18,934	7,714	8,595
Ізюм	5,225	5,278	4,619	6,774	4,044	3,806
Балаклія	3,766	3,143	3,457	4,688	1,505	1,54
Куп'янськ	3,707	4,016	-	5,774	3,277	-

Таблиця 3.12

**Відносні відхилення розрахункових числових характеристик
величини l_{ij} від фактичних**

Місто	Відхилення математичного сподівання для випадку, коли воно розраховане з використанням параметрів		Відхилення дисперсії для випадку, коли вона розрахо- вана з використанням параметрів	
	розподілу Пуассона, %	трикутного розподілу, %	розподілу Пуассона, %	трикутного розподілу, %
Київ	2,16	0,53	31,26	39,35
Харків	25,3	20,91	12,07	59,16
Кривий Ріг	14,9	-	69,93	-
Суми	12,67	12,67	35,78	58,09
Кіровоград	1,36	1,36	39,32	54,84
Свердловськ	19,12	14,07	36,23	50,62
Олександрія	2,48	1,96	59,26	54,61
Ізюм	1,01	11,6	40,3	43,81
Балаклія	16,54	8,2	67,9	67,15
Куп'янськ	8,34	-	43,25	-

За результатами проведених розрахунків можна стверджувати, що згадані формули припустимо використовувати для визначення орієнтовних значень числових характеристик ВЗП l_{ij} . Більша точність при цьому забезпечується при визначенні математичного сподівання l_{ij} , тоді як розрахунок дисперсії в деяких випадках є дуже грубим, адже має досить велику похибку. В той же час відхилення дисперсії, наведені в табл. 3.12, на фоні досить невеликих її значень можна вважати некритичними (за виключенням м. Кривий Ріг, де значне відхилення може бути пояснене особливостями міської території). Поясненням зазначених відхилень може бути неідеальна відповідність (згідно з критеріями згоди) між емпіричними та теоретичними розподілами при описі величин L'_S та n_{ij} .

Окремо слід звернути увагу на те, що аналіз розподілів ВЗП міст Київ, Харків, Кривий Ріг, Суми, Кіровоград, Свердловськ, Олександрія, Ізюм, Балаклія та Куп'янськ показав, що теоретичним законом, який з достатньою точністю описує їх коливання, є гама-розподіл з параметрами форми, які приймають значення в околі 2 або є більшими. Це свідчить про підтвердження висунутих у другому розділі гіпотез, на підставі чого можна зробити висновок, що отриманий гама-розподіл є результатом просторового розташування ЗП та визначеного конфігурацією міської території сумування випадкових значень довжин перегонів. Даний факт свідчить про прояв відомих закономірностей розселення вже на етапі розташування ЗП на міській території, що дає підстави вважати гама-розподіл ВЗП основою для побудови кривої розселення.

3.5 Взаємозв'язок між потребами населення міст у перевезеннях та функцією трудового розселення

З метою оцінки впливу МК на розподіл ВЗП при отриманні ФР населення необхідно здійснити відповідні перетворення (що ілюструються рис. 2.1) з використанням фактичних МПК усіх десяти міст, обраних для експериментальних досліджень. Відсутність зазначених матриць для будь-якого українського міста робить отримання фактичної ФР неможливим. Це вказує на доцільність дослідження функції розселення населення в загальному вигляді з використанням теоретично можливих МПК. Для їх розрахунку були обрані найбільш поширені та теоретично можливі моделі заповнення МК:

- стратегія заповнення матриці, згідно з якою кожен пасажир прагне мінімізувати власну відстань трудового пересування (по аналогії з першим принципом Вардропа), котра буде позначена як «Individual Minimization»;
- гравітаційна модель з функцією тяжіння (1.18) при $\rho = 1$, $\iota = 2$, яка називатиметься «Gravity Model 2»;
- гравітаційна модель з функцією тяжіння (1.18) при $\rho = 1$, $\iota = 1$, яка називатиметься «Gravity Model 1»;
- стратегія випадкового заповнення МПК, яку можна назвати «Random Matrix»;
- стратегія заповнення, при якій вважається, що кожен пасажир

прагне максимізувати власну відстань трудового пересування, тобто стратегія, протилежна першій у даному переліку і яку доцільно назвати «Individual Maximization»;

Трансформація матриці відстаней між транспортними районами міста через призму матриць пасажирських кореспонденцій, отриманих в результаті реалізації наведених стратегій, дозволить отримати відповідні криві розселення населення, аналіз форми та параметрів яких дозволить: по-перше, виявити ймовірні стани транспортних потреб; по-друге, перевірити придатність застосування на практиці найбільш поширених на сьогоднішній день моделей розрахунку МПК.

Отже, спочатку необхідно розрахувати МПК згідно з обраними стратегіями. Вихідною інформацією для їх розрахунку є місткості ТР досліджуваних міст з відправлення та прибуття пасажирів ГТ.

Для міст Суми, Кривий Ріг, Кіровоград, Олександрія та Ізюм вони були визначені в результаті виконання госпдоговірних та наукових робіт співробітниками та студентами кафедри транспортних систем і логістики та кафедри транспортних технологій ХНАДУ [99-102].

Місткості транспортних районів м. Харкова були отримані з роботи [87], ТР міст Свердловськ, Куп'янськ та Балаклія – з роботи [85]. Стосовно місткостей ТР м. Києва, то достатньої інформації для їх визначення отримати не вдалося.

На основі місткостей ТР міст та матриць відстаней між транспортними районами згідно зі згаданими стратегіями були визначені відповідні МПК для кожного міста. В результаті трансформації матриць відстаней між ТР через розрахункові МПК були отримані відповідні теоретично можливі масиви відстаней пересувань міського населення. Перевірка відповідності між розподілами цих відстаней, що являють собою закономірності розселення, та теоретичним гамарозподілом була здійснена за допомогою тесту Колмогорова-Смирнова та критерію згоди χ^2 . Приклад такої перевірки стосовно міста Кіровоград в рамках стратегії «Gravity Model 1» наведений на рис. 3.24. Результати перевірки стосовно всіх інших міст та стратегій заповнення матриці пасажирських кореспонденцій і параметри розподілів, придатних для опису отриманих функцій розселення, наведені нижче.

Перевірка відповідності між емпіричними та теоретичними розподілами з використанням критеріїв згоди здійснювалась на рівні

значущості 0,05.

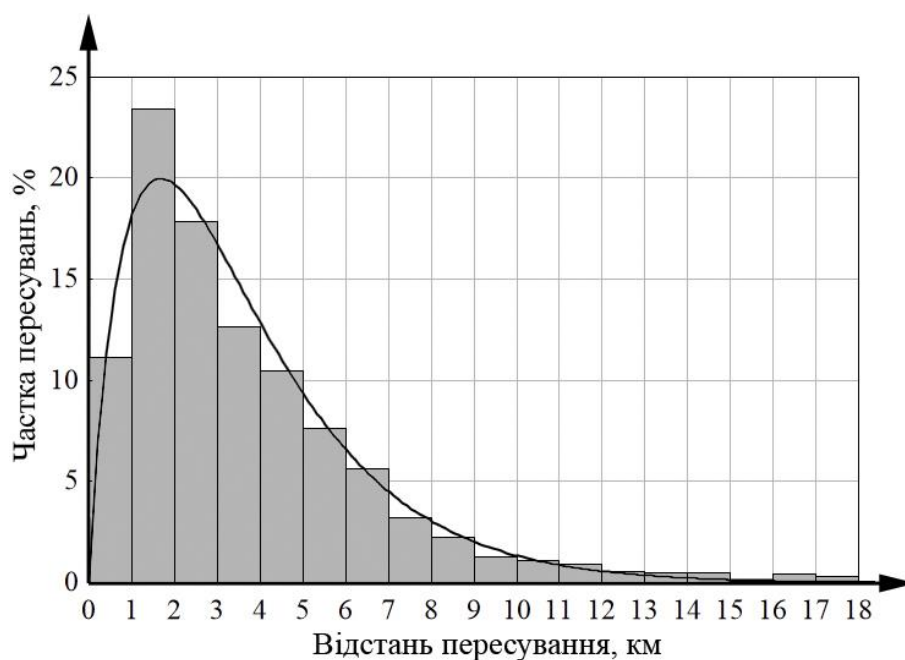


Рис. 3.24 Перевірка відповідності між кривою розселення м. Кіровоград та щільністю гама-розподілу при стратегії заповнення МПК «Gravity Model 1»

Криві розселення та параметри відповідних розподілів для м. Кіровоград наведені на рис. 3.25 та у табл. 3.13 відповідно.

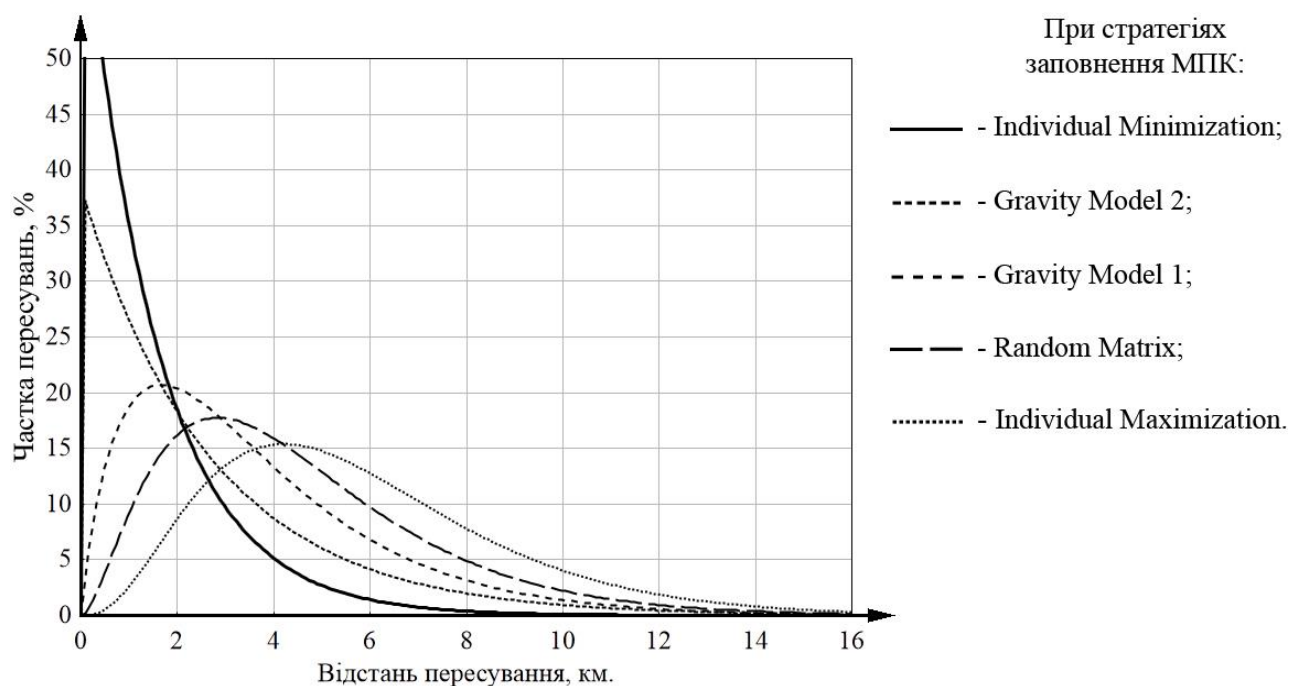


Рис. 3.25. Криві розселення населення м. Кіровоград, отримані при різних стратегіях заповнення МПК

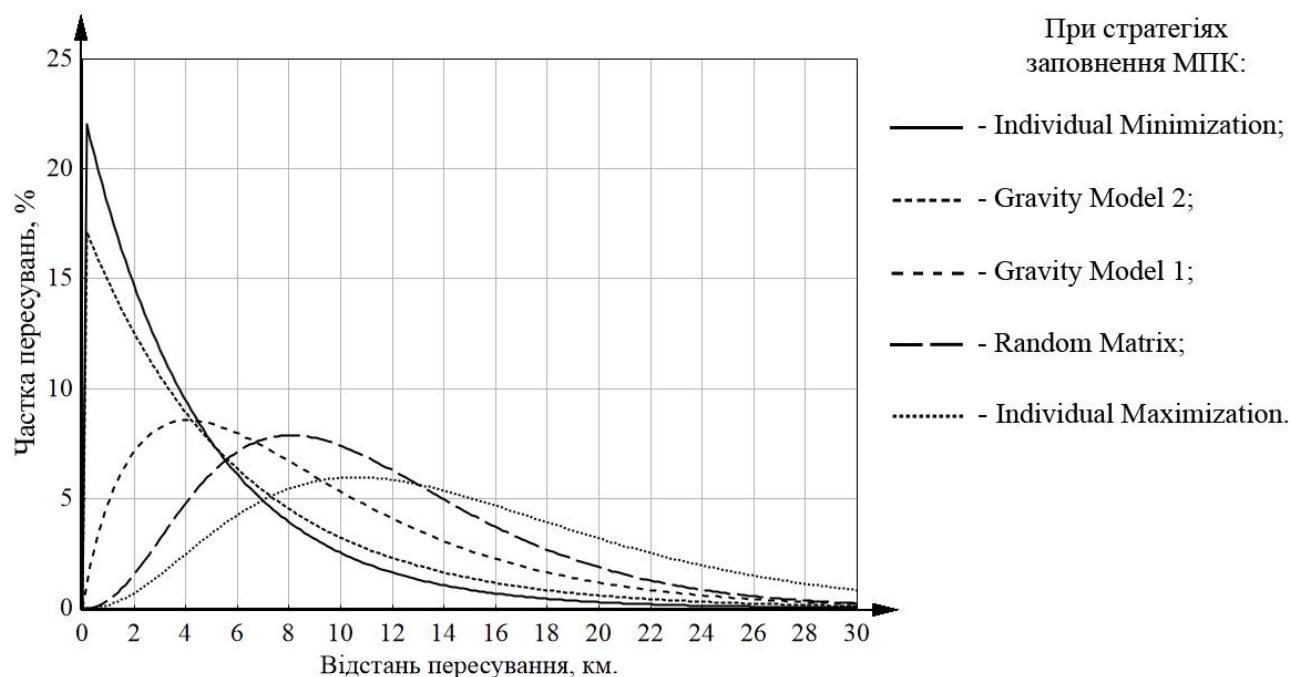
Таблиця 3.13

**Параметри розподілів, придатних для опису теоретично
можливих кривих розселення населення м. Кіровоград**

Стратегія заповнення МПК	Теоретичний розподіл	Параметри розподілу		Величина тесту Колмогорова-Смирнова	Ймовірність тесту χ^2
		Параметр масштабу	Параметр форми		
Individual Minimization	показниковий	0,64		0,047	0,054
Gravity Model 2	показниковий	0,37		0,031	0,389
Gravity Model 1	гама	1,97	1,85	0,030	0,397
Random Matrix	гама	1,73	2,64	0,020	0,378
Individual Maximization	гама	1,61	3,61	0,034	0,115

Примітка. У випадку показникового розподілу надається один його параметр, який заноситься в обидві клітинки, призначені для внесення параметрів двопараметричних розподілів.

Криві розселення та параметри розподілів для м. Харків наведені на рис. 3.26 та у табл. 3.14 відповідно.



**Рисунок 3.26 – Криві розселення населення м. Харків,
отримані при різних стратегіях заповнення МПК**

**Параметри розподілів, придатних для опису теоретично
можливих кривих розселення населення м. Харків**

Стратегія заповнення МПК	Теоретичний розподіл	Параметри розподілу		Величина тесту Колмогорова-Смирнова	Ймовірність тесту χ^2
		Параметр масштабу	Параметр форми		
Individual Minimization	показниковий	0,22		0,058	0,050
Gravity Model 2	показниковий	0,17		0,044	0,224
Gravity Model 1	гама	4,72	1,87	0,034	0,145
Random Matrix	гама	3,19	3,53	0,036	0,284
Individual Maximization	гама	4,24	3,50	0,038	0,053

Примітка. У випадку показникового розподілу надається один його параметр, який заноситься в обидві клітинки, призначені для внесення параметрів двопараметричних розподілів.

Криві розселення та параметри розподілів для м. Кривий Ріг наведені на рис. 3.27 та у табл. 3.15 відповідно.

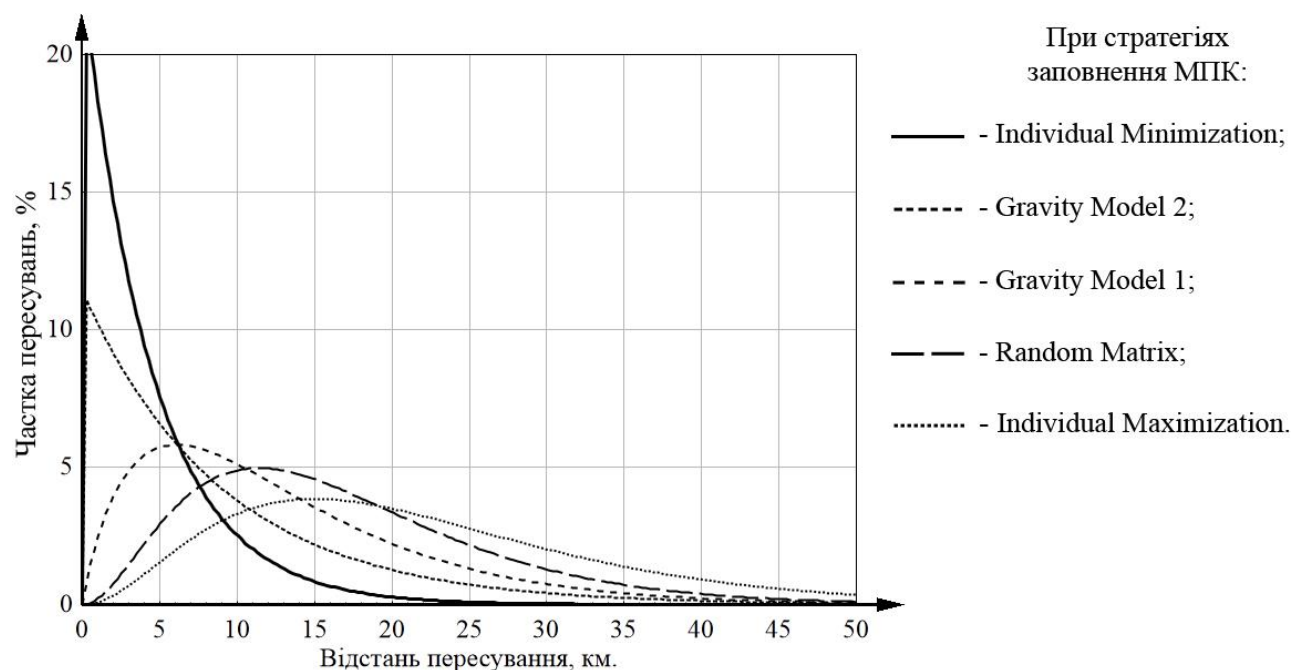


Рисунок 3.27 – Криві розселення населення м. Кривий Ріг,
отримані при різних стратегіях заповнення МПК

Таблиця 3.15

**Параметри розподілів, придатних для опису теоретично
можливих кривих розселення населення м. Кривий Ріг**

Стратегія заповнення МПК	Теоре- тичний розподіл	Параметри розподілу		Величина тесту Колмогорова- Смирнова	Ймовір- ність тесту χ^2
		Параметр масштабу	Параметр форми		
Individual Minimization	показни- ковий	0,22		0,029	0,280
Gravity Model 2	показни- ковий	0,11		0,040	0,286
Gravity Model 1	гама	6,92	1,88	0,019	0,624
Random Matrix	гама	5,61	3,03	0,035	0,066
Individual Maximization	гама	7,12	3,11	0,048	0,051

Примітка. У випадку показникового розподілу надається один його параметр, який заноситься в обидві клітинки, призначені для внесення параметрів двопараметричних розподілів.

Криві розселення та параметри розподілів для м. Суми наведені на рис. 3.28 та у табл. 3.16 відповідно.

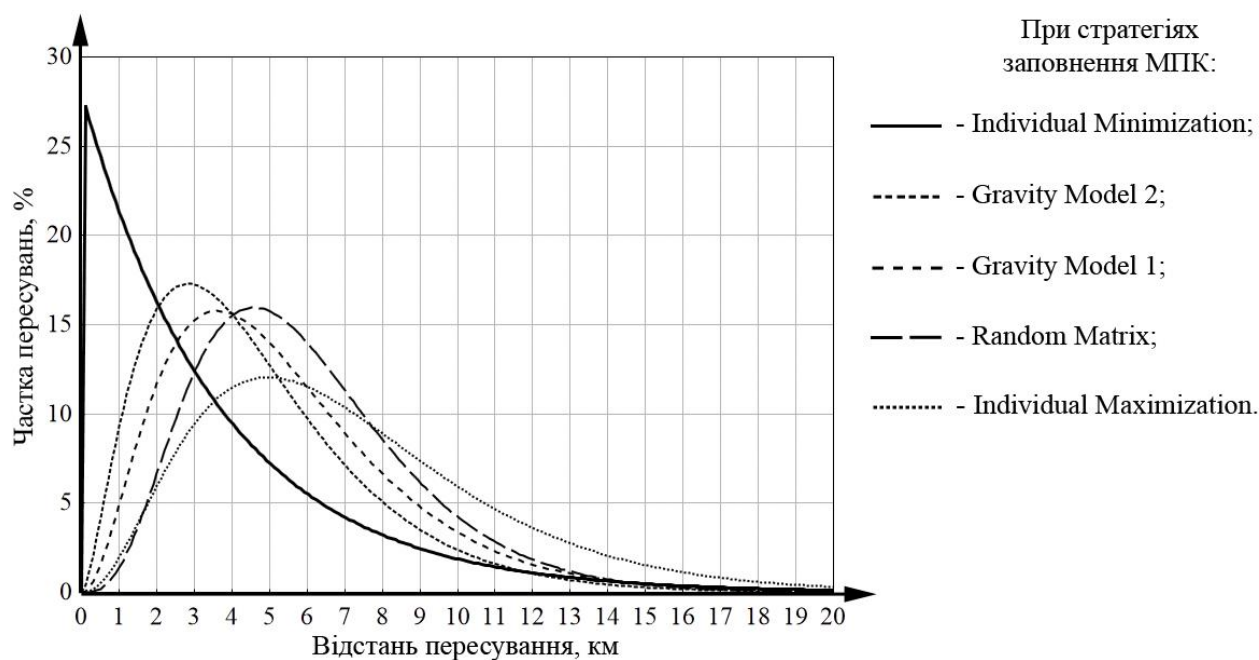


Рис. 3.28. Криві розселення населення м. Суми,
отримані при різних стратегіях заповнення МПК

Параметри розподілів, придатних для опису теоретично можливих кривих розселення населення м. Суми

Стратегія заповнення МПК	Теоретичний розподіл	Параметри розподілу		Величина тесту Колмогорова-Смирнова	Ймовірність тесту χ^2
		Параметр масштабу	Параметр форми		
Individual Minimization	показниковий	0,27		0,045	0,051
Gravity Model 2	гама	1,81	2,57	0,021	0,425
Gravity Model 1	гама	1,75	3,07	0,027	0,289
Random Matrix	гама	1,39	4,30	0,057	0,186
Individual Maximization	гама	2,20	3,26	0,033	0,052

Примітка. У випадку показникового розподілу надається один його параметр, який заноситься в обидві клітинки, призначені для внесення параметрів двопараметричних розподілів.

Криві розселення та параметри розподілів для м. Свердловськ наведені на рис. 3.29 та у табл. 3.17 відповідно.

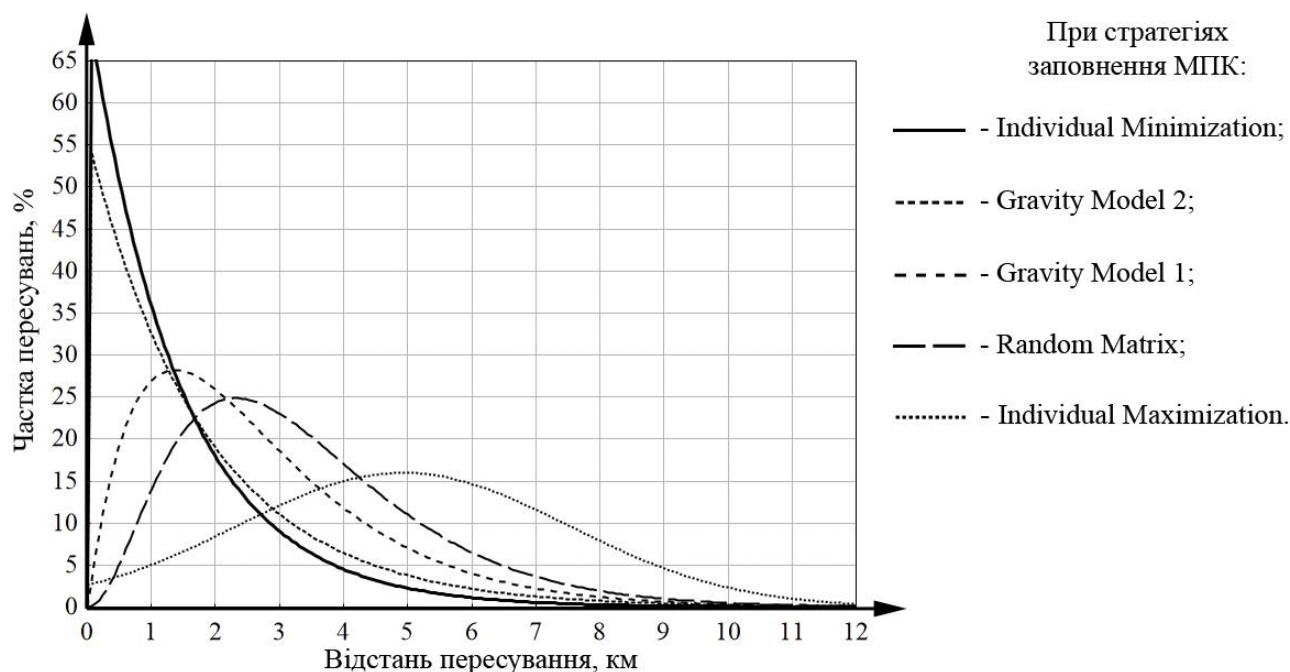


Рис. 3.29. Криві розселення населення м. Свердловськ, отримані при різних стратегіях заповнення МПК

Таблиця 3.17

Параметри розподілів, придатних для опису теоретично можливих кривих розселення населення м. Свердловськ

Стратегія заповнення МПК	Теоретичний розподіл	Параметри розподілу		Величина тесту Колмогорова-Смирнова	Ймовірність тесту χ^2
		Параметр масштабу	Параметр форми		
Individual Minimization	показниковий	0,69		0,028	0,280
Gravity Model 2	показниковий	0,54		0,029	0,522
Gravity Model 1	гама	1,34	2,02	0,037	0,101
Random Matrix	гама	1,10	3,11	0,020	0,400
Individual Maximization	нормальний	6,68	4,93	0,025	0,226

Примітки:

1. У випадку показникового розподілу надається один його параметр, який заноситься в обидві клітинки, призначені для внесення параметрів дво-параметричних розподілів.

2. У випадку нормального розподілу математичне сподівання заноситься у графу «Параметр форми», а дисперсія – у графу «Параметр масштабу».

Криві розселення та параметри розподілів для м. Олександрія наведені на рис. 3.30 та у табл. 3.18 відповідно.

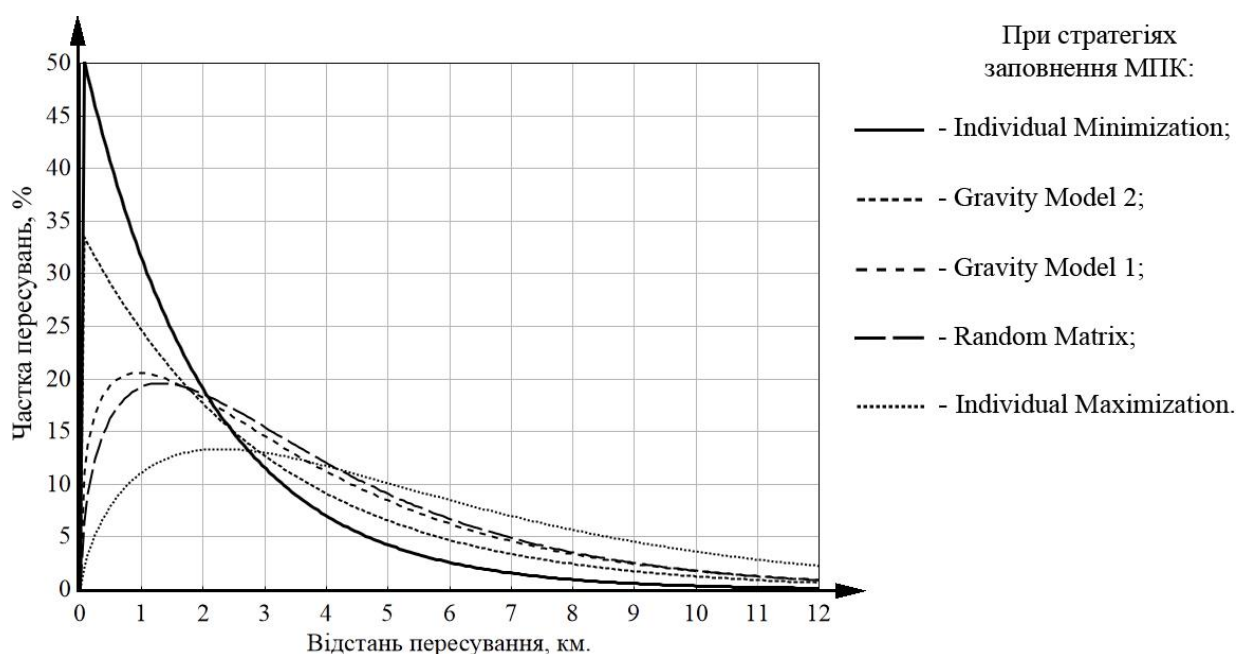


Рис. 3.30. Криві розселення населення м. Олександрія, отримані при різних стратегіях заповнення МПК

Параметри розподілів, придатних для опису теоретично можливих кривих розселення населення м. Олександрія

Стратегія заповнення МПК	Теоретичний розподіл	Параметри розподілу		Величина тесту Колмогорова-Смирнова	Ймовірність тесту χ^2
		Параметр масштабу	Параметр форми		
Individual Minimization	показниковий	0,50		0,025	0,116
Gravity Model 2	показниковий	0,33		0,047	0,056
Gravity Model 1	гама	2,78	1,34	0,046	0,051
Random Matrix	гама	2,52	1,52	0,034	0,098
Individual Maximization	гама	3,32	1,69	0,059	0,050

Примітка. У випадку показникового розподілу надається один його параметр, який заноситься в обидві клітинки, призначені для внесення параметрів двопараметричних розподілів.

Криві розселення та параметри розподілів для м. Ізюм наведені на рис. 3.31 та у табл. 3.19 відповідно.

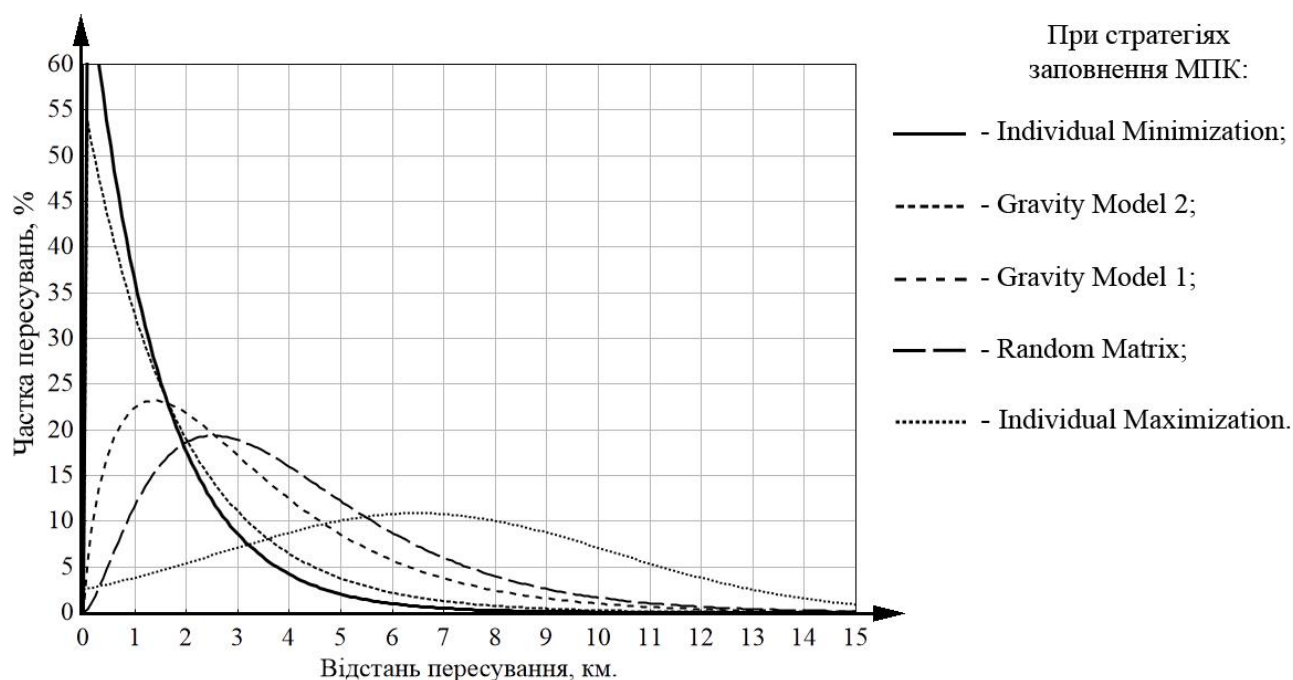


Рисунок 3.31 – Криві розселення населення м. Ізюм, отримані при різних стратегіях заповнення МПК

Таблиця 3.19

Параметри розподілів, придатних для опису теоретично можливих кривих розселення населення м. Ізюм

Стратегія заповнення МПК	Теоретичний розподіл	Параметри розподілу		Величина тесту Колмогорова-Смирнова	Ймовірність тесту χ^2
		Параметр масштабу	Параметр форми		
Individual Minimization	показниковий	0,72		0,031	0,061
Gravity Model 2	показниковий	0,54		0,034	0,188
Gravity Model 1	гама	1,87	1,73	0,043	0,054
Random Matrix	гама	1,62	2,56	0,046	0,052
Individual Maximization	нормальний	6,49	3,80	0,020	0,454

Примітки:

1. У випадку показникового розподілу надається один його параметр, який заноситься в обидві клітинки, призначені для внесення параметрів дво-параметричних розподілів.

2. У випадку нормального розподілу математичне сподівання заноситься у графу «Параметр форми», а дисперсія – у графу «Параметр масштабу».

Криві розселення та параметри розподілів для м. Балаклія наведені на рис. 3.32 та у табл. 3.20 відповідно.

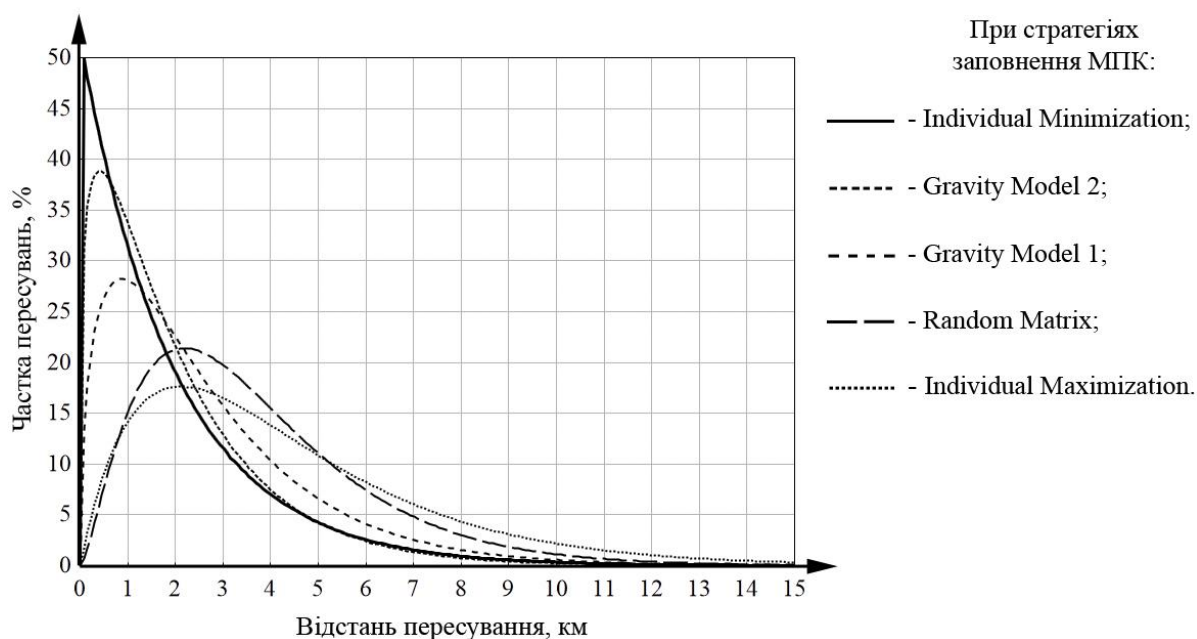


Рисунок 3.32 – Криві розселення населення м. Балаклія, отримані при різних стратегіях заповнення МПК

Параметри розподілів, придатних для опису теоретично можливих кривих розселення населення м. Балаклія

Стратегія заповнення МПК	Теоретичний розподіл	Параметри розподілу		Величина тесту Колмогорова-Смирнова	Ймовірність тесту χ^2
		Параметр масштабу	Параметр форми		
Individual Minimization	показниковий	0,50		0,121	0,050
Gravity Model 2	гама	1,62	1,25	0,050	0,054
Gravity Model 1	гама	1,79	1,49	0,036	0,331
Random Matrix	гама	1,52	2,44	0,050	0,053
Individual Maximization	гама	2,19	1,97	0,057	0,051

Примітка. У випадку показникового розподілу надається один його параметр, який заноситься в обидві клітинки, призначені для внесення параметрів двопараметричних розподілів.

Криві розселення та параметри розподілів для м. Куп'янськ наведені на рис. 3.33 та у табл. 3.21 відповідно.

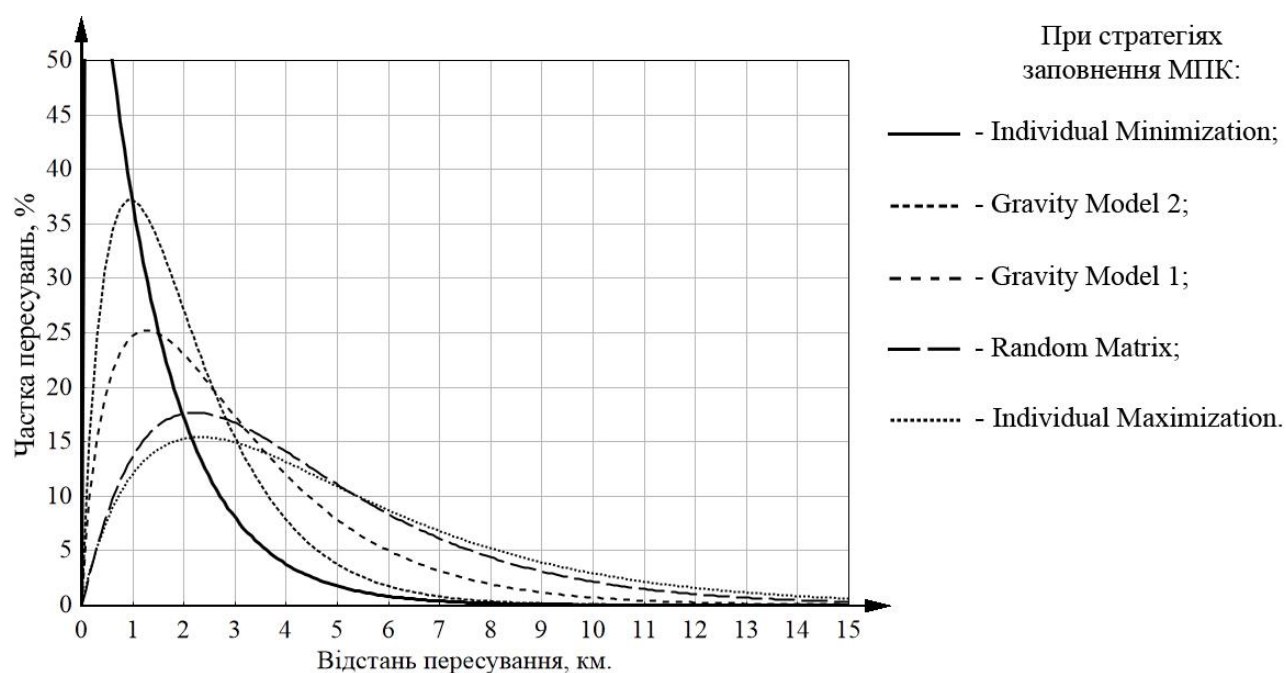


Рисунок 3.33 – Криві розселення населення м. Куп'янськ, отримані при різних стратегіях заповнення МПК

**Параметри розподілів, придатних для опису теоретично
можливих кривих розселення населення м. Куп'янськ**

Стратегія заповнення МПК	Теоретичний розподіл	Параметри розподілу		Величина тесту Колмогорова-Смирнова	Ймовірність тесту χ^2
		Параметр масштабу	Параметр форми		
Individual Minimization	показниковий	0,76		0,020	0,479
Gravity Model 2	гама	1,08	1,88	0,026	0,068
Gravity Model 1	гама	1,71	1,74	0,030	0,054
Random Matrix	гама	2,12	2,04	0,031	0,098
Individual Maximization	гама	2,58	1,90	0,055	0,050

Примітка. У випадку показникового розподілу надається один його параметр, який заноситься в обидві клітинки, призначені для внесення параметрів двопараметричних розподілів.

З наведених рисунків видно, що будь-які стратегії заповнення МПК приводять до таких змін кривої розподілу ВЗП, які зберігають зовнішній збіг з кривими сімейства гама-розподілів. Стратегії «Individual Minimization» та «Gravity Model 2» в багатьох випадках призводять до отримання кривої розселення населення «екстремального» вигляду, яка відповідає показниковому закону або є близькою до нього. Протилежна їм стратегія «Individual Maximization» наближає гама розподіл до нормального закону. Це вказує на те, що відповідні МПК визначають межі діапазону зміни можливих станів потреб пасажирів у пересуваннях, оскільки ці матриці є «екстремальними» з огляду на вид кривої розселення населення, через що їх можна вважати малоймовірними. Таким чином, можна стверджувати, що стратегії, які приводять до отримання зазначених МПК, є мало придатними для використання на практиці в сучасних умовах. Більш «реальні» ФР створюються при використанні стандартної гравітаційної моделі та при випадковому заповненні МПК. Останній результат особливо важливий, так як спростовує обов'язкову детермінованість процесу розподілу кореспонденцій в матриці.

Отримані результати цілком пояснюють варіацію в параметрі форми гама-розподілу, придатного для опису закономірностей розселення різних міст, задаючи доволі широкий діапазон варіювання зазначеного параметру.

За результатами проведених експериментальних досліджень можна з упевненістю стверджувати, що гама-розподіл, яким описується крива ФР, задається розподілом відстаней між ЗП (або ТР) міста. Це означає, що закономірності розселення є результатом виникнення об'єктів транспортного тяжіння в напрямку від центру до околиць міста по мірі його розвитку. Окремої уваги заслуговує той факт, що гама-розподіл, застосований щодо закономірностей розселення населення, не трансформується у будь-який інший незалежно від способу заповнення МПК. Одним з пояснень цьому може бути наявність обмежень по місткостям ТР з відправлення та прибуття пасажирів.

Все вищевикладене свідчить про доцільність застосування фактичних ФР населення для визначення потреб пасажирів у послугах ГТ. Це дозволить розширити можливості інтервальної концепції розрахунку потреб у пересуваннях, вдосконалити її та обґрунтувати використання транспортних факторів при моделюванні формування серед населення пар «житло – робота».

Висновки

1. За результатами перевірки придатності розподілу Релея для опису довжин перегонів всіх досліджуваних міст, відстаней від ЗП, розташованого в міському центрі, до всіх інших, а також за підсумками застосування критеріїв багатомірної нормальності можна стверджувати, що розсіювання ЗП по території міст є асимптотично двомірним нормальним.

2. Законом, найбільш придатним для опису довжин перегонів українських міст, слід вважати показниковий з параметром зсуву, рівним мінімальній довжині перегону в кожному окремому місті, оскільки він дозволяє врахувати природу величини довжини перегону і йому властиві досить великі описові спроможності та гнучкість використання у порівнянні з розподілом Релея.

3. Придатність гама-розподілу для опису ВЗП міст підтверджує гіпотезу про те, що дана випадкова величина є результатом визначеного конфігурацією міської території сумування випадкових значень довжин перегонів, розподілених за показниковим законом.

4. Отримані з використанням теоретично можливих МПК криві розселення населення українських міст свідчать про відсутність ваго-

мого впливу МК на криву розселення, тому що дана крива задається гама-розподілом відстаней між ЗП (ТР), який не трансформується у інший розподіл незалежно від способу заповнення МПК. Таким чином, відомий на сьогоднішній день загальний вид кривої розселення досягається вже на етапі розташування ЗП на території міста. Все це є основою для розрахунку МК на основі кривої розселення, адже можливим є відшукування тих МПК, які відповідатимуть даній кривій.

5. Отримані закономірності у розташуванні ЗП ГТ, довжинах перегонів та відстанях між ЗП (ТР) міст, а також форма всіх отриманих експериментальним шляхом кривих розселення підтверджують гіпотезу про те, що закономірності розселення населення є результатом природнього процесу розповсюдження об'єктів тяжіння по міській території в напрямі від центральної частини до околиць міста по мірі його росту.

6. Застосування фактичної ФР населення при визначенні потреб пасажирів у послугах ГТ дозволить вдосконалити інтервальну концепцію визначення потреб населення у пересуваннях за рахунок зменшення кількості можливих станів МПК. Це послужить серйозним підґрунтям для використання транспортних факторів при моделюванні потреб у послугах ГТ на відміну від найбільш поширених в наш час аналогій з природними процесами (законом всесвітнього тяжіння, термодинамічними процесами та ін.).

4 ЗАСТОСУВАННЯ ФУНКЦІЙ РОЗСЕЛЕННЯ НАСЕЛЕННЯ ДЛЯ ВИЗНАЧЕННЯ ПОТРЕБ У ПЕРЕВЕЗЕННЯХ

Використання функцій розселення міського населення в рамках інтервальної концепції розрахунку МПК може стати значним кроком вперед в розвитку методів визначення потреб у перевезеннях, оскільки дозволить безпосередньо враховувати параметри розселення при розподілі кореспонденцій між клітинками МПК та отримувати такі МПК, які повністю відповідають закономірностям розселення. Найбільш ефективно практичне застосування такого підходу до визначення потреб у поїздках громадським транспортом потребуватиме організації дій дослідників зі збору необхідної інформації.

4.1 Методика визначення потреб населення міст у перевезеннях на основі функції розселення населення

В загальному випадку закономірності розселення населення можна розглядати як відображення реалізованого транспортного попиту (потреб у транспортних послугах). З огляду на те, що в українських містах, як вже згадувалось, більша частина населення при поїздках на роботу користується ГТ, відповідний транспортний попит реалізується на ТМ ГТ. Вивчення її характеристик в третьому розділі підтвердило, що ТМ ГТ є інструментом, придатним для дослідження явища розселення, в ході чого була виявлена можливість опису емпіричного розподілу відстаней між ЗП (ТР) міст гама-розподілом. Даний розподіл, як було встановлено, не трансформується у будь-який інший під час формування масиву відстаней пересувань населення на основі МПК згідно зі схемою, наведеною на рис. 2.1.

Це вказує на можливість визначення найбільш ймовірних станів МПК, посиляючись на криву щільності гама-розподілу, якою описується ФР населення. В даному випадку найбільш доцільно застосувати інтервальну концепцію моделювання потреб у транспортних послугах. Для розрахунку шуканих матриць потрібно використувати фактичні закономірності розселення населення міста. Їх встановлення повинне ґрунтуватись на інформації про дальність транспортних трудових пересувань городян. Отримання такої інформації

щодо всього працездатного населення є вельми складною задачею, через що доцільним в рамках даного дослідження виглядатиме проведення вибіркового обстеження дальності трудових пересувань, в ході якого потрібно отримати інформацію про місця проживання та працевлаштування людей та/або про місця посадки та висадки при поїздках на роботу на ГТ (бажано з номерами використаних маршрутів). Обробка отриманої інформації надасть можливість отримати розподіл мешканців міста за дальністю трудових пересувань, тобто дасть вибірккову оцінку ФР населення, яку згідно з результатами проведених досліджень можна буде описати кривою гама-розподілу.

Наявність параметрів розподілу відстаней між ТР (ЗП) міст та фактичної кривої розселення населення дозволить визначити шукані МПК, які призводитимуть до отримання зазначеної або максимально наближеної до неї кривої. Відшукування таких станів МПК повинне базуватись на встановленні значень кореспонденцій, що будуть реалізовуватись на визначену відстань з матриці відстаней між ТР і в загальній сукупності породять фактичну криву розселення. Такі значення кореспонденцій, по суті, являють собою ніщо інше, як частоту здійснення пересувань на певну відстань. Таким чином, по аналогії з трансформатором (2.44), знаючи параметри кривої розподілу відстаней між ТР та кривої щільності ймовірності, яка придатна для опису фактичної ФР населення, можна встановити співвідношення частот виникнення пересувань на певні відстані, а значить і самих кореспонденцій, які перетворюють відповідним чином розподіл відстаней між ТР у фактичну функцію розселення (рис. 4.1):

$$TRANS(l_{ij}) = \frac{w(l_{ij})}{f(l_{ij})}, \quad (4.1)$$

де $TRANS(l_{ij})$ – трансформатор одного закону розподілу в інший;

$w(l_{ij})$ – щільність розподілу ймовірності, якою описується фактична крива розселення населення;

$f(l_{ij})$ – щільність розподілу відстаней між ТР міста.

Співвідношення даних функцій визначає скільки пересувань (кореспонденцій) на певну відстань повинно реалізовуватись (чи не реалізовуватись зовсім), щоб розподіл відстаней між ЗП (ТР) трансформувався у фактичну криву розселення.

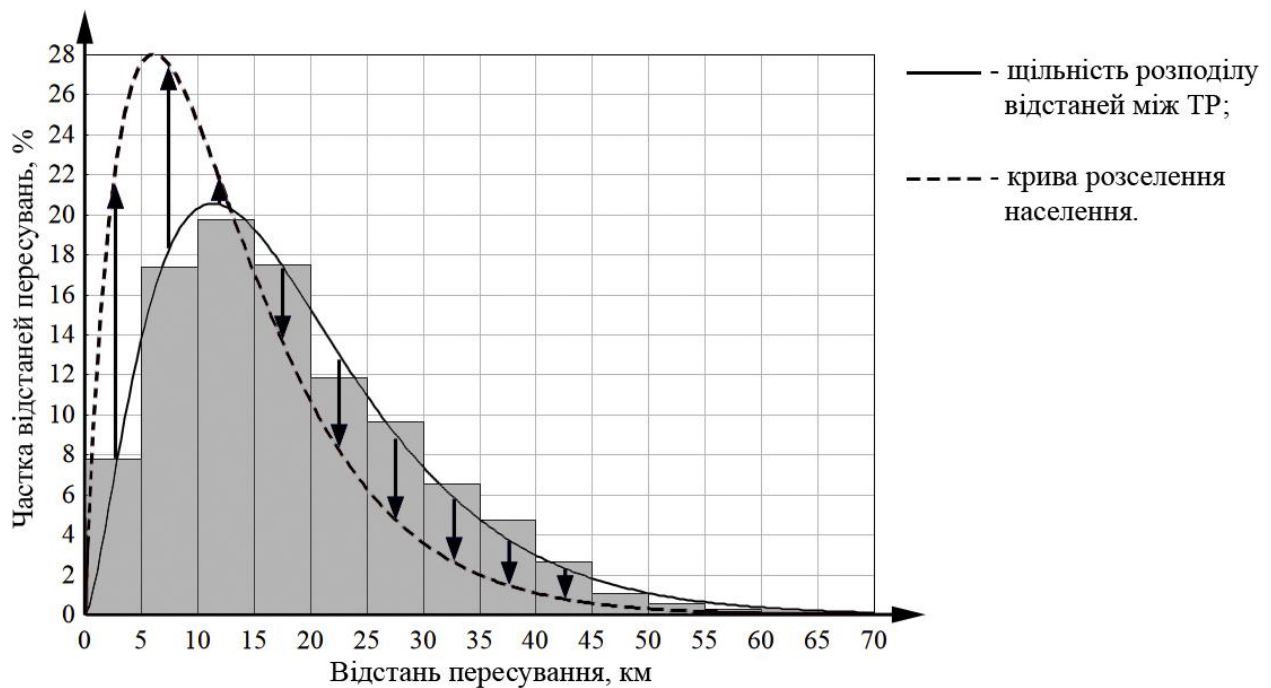


Рис. 4.1. Трансформація розподілу відстаней між ТР у криву розселення

На основі цього можна встановити порядок заповнення МПК. Фактична ФР дозволить визначити відсоткове співвідношення кількості мешканців, дальності пересувань на роботу яких відносяться до встановлених інтервалів відстаней трудових пересувань. Визначати кількість інтервалів, за якими будуть групуватися відстані пересувань на роботу (що являють собою відстані між ТР) можна, наприклад, безпосередньо при оцінці узгодження емпіричного розподілу цих відстаней з теоретичним гама-розподілом. Також з цією метою, а також з метою визначення ширини інтервалів, можна скористатися будь-яким із загальновідомих способів. У випадку досить малої кількості спостережень, які попадають в певні інтервали, їх доцільно об'єднувати, тобто використовувати інтервали різної ширини.

Частка мешканців, відстань трудових пересувань яких згідно з ФР повинна знаходитися в певному інтервалі η_I , може бути знайдена як різниця значень функції гама-розподілу, якою описуються закономірності розселення, в точках, що відповідають межам даного інтервалу

$$P\{l_{ij}^{(\eta_I)}\} = P\{l_{ij} \in \eta_I\} = P\{l_{ij} \in (\eta_I^H; \eta_I^B]\} = W(\eta_I^B) - W(\eta_I^H), \quad (4.2)$$

де $P\{l_{ij}^{(\eta_I)}\} = P\{l_{ij} \in \eta_I\}$ – ймовірність того, що відстань трудового пе-

ресування l_{ij} буде знаходитись в інтервалі η_I ;

$\eta_I = (\eta_I^H; \eta_I^B]$ – інтервал групування відстаней пересувань пасажирів, що визначається нижньою η_I^H та верхньою η_I^B межами, $I = 1, 2, \dots, x_{Int}$, x_{Int} – кількість інтервалів групування відстаней пересувань пасажирів;

$W(\eta_I^B), W(\eta_I^H)$ – значення ФР населення в точках η_I^B та η_I^H відповідно.

Згідно з цим загальна кількість кореспонденцій, які повинні реалізуватись на відстань з певного інтервалу η_I , щоб потім сформулювати встановлену криву розселення населення, може бути визначена по формулі

$$H^{(\eta_I)} = P\{l_{ij}^{(\eta_I)}\} \cdot H, \quad (4.3)$$

де $H^{(\eta_I)}$ – сумарна кількість пересувань на відстані з інтервалу η_I , пас.;

H – загальна кількість кореспонденцій за період, що розглядається, пас.

Знаючи розподіл пересувань мешканців міста за дальністю та користуючись відомою матрицею відстаней між ТР, можна віднайти клітинки МПК, кореспонденції $h_{ij}^{(\eta_I)}$ в яких реалізуються на відповідні відстані $l_{ij}^{(\eta_I)}$ з проміжку $\eta_I = (\eta_I^H; \eta_I^B]$, та сформулювати рівняння, що визначають сумарну кількість пересувань $H^{(\eta_I)}$ на відстані з певних інтервалів їх значень. Таким чином, для розподілу кореспонденцій у матриці потрібно вирішити задачу (4.4), яка являє собою систему лінійних рівнянь, що має декілька рішень, тому що кількість рівнянь значно менша за кількість змінних h_{ij} . Це підтверджує доцільність використання інтервальної концепції розрахунку потреб населення у пересуваннях.

Пропонована методика розрахунку МПК дозволить в повній мірі врахувати ймовірнісний характер кореспонденцій та отримати такий їх розподіл між клітинками МПК, який забезпечуватиме формування фактичної кривої розселення населення. Також розроблена методика повністю відповідає інтервальній концепції моделювання

$$\left\{ \begin{array}{l} \sum_{i=1}^m h_{ij} = A_j; \\ \sum_{j=1}^m h_{ij} = D_i; \\ \sum_{\substack{i,j \\ i \neq j}} h_{ij}^{(\eta_1)} = H^{(\eta_1)}; \\ \sum_{\substack{i,j \\ i \neq j}} h_{ij}^{(\eta_2)} = H^{(\eta_2)}; \\ \dots\dots\dots \\ \sum_{\substack{i,j \\ i \neq j}} h_{ij}^{(\eta_I)} = H^{(\eta_I)}; \\ \sum_{I=1}^{x_{Int}} H^{(\eta_I)} = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m h_{ij} = H, \end{array} \right. \quad (4.4)$$

m – кількість районів відправлення та прибуття, од.;

A_j, D_i – місткості ТР по прибуттю та відправленню пасажирів
повідно, пас.;

$h_{ij}^{(\eta_I)}$ – кореспонденції з числа h_{ij} , які реалізуються на відстані $l_{ij}^{(\eta_I)}$, що належать інтервалу η_I .

123

коналенням концепції, яке досягається за рахунок встановлення найбільш ймовірних станів МК в містах відповідно до кривої розселення населення.

4.2 Розрахунок потреб у пересуваннях для міста Харків та визначення показників роботи маршрутної мережі

Для застосування розробленої методики визначення потреб міського населення у послугах ГТ потрібні наступні вихідні дані:

- місткості транспортних районів по відправленню і прибуттю пасажирів громадського транспорту;
- матриця найкоротших відстаней між ТР;
- функція розселення населення.

Місткості транспортних районів міста Харкова по відправленню і прибуттю пасажирів були отримані з роботи [87]. Матриця найкоротших відстаней між транспортними районами була розрахована у програмі VISUM.

Для отримання функції розселення населення міста Харкова було проведене вибіркве обстеження відстаней трудових пересувань харків'ян, в результаті якого був отриманий масив з 2435 відстаней. Перевірка відповідності між емпіричним розподілом цих відстаней та теоретичним гама-розподілом була здійснена з використанням тесту χ^2 та критерію Колмогорова-Смирнова. Гіпотеза про відповідність між зазначеними розподілами перевірялась на рівні значущості 0,05 і дала ствердний результат, про що свідчать крива щільності та гістограма розподілу, наведені на рис. 4.2, та дані табл. 4.1.

Таблиця 4.1

Параметри гама-розподілу, придатного для опису закономірностей розселення охоплених дослідженням харків'ян

Параметр розподілу	Значення
Параметр масштабу	2,05
Параметр форми	3,98
Математичне сподівання, км	8,294
Дисперсія, км ²	16,458
Значення критерію Колмогорова-Смирнова	0,030
Величина тесту χ^2	6,988
Ймовірність тесу χ^2	0,121

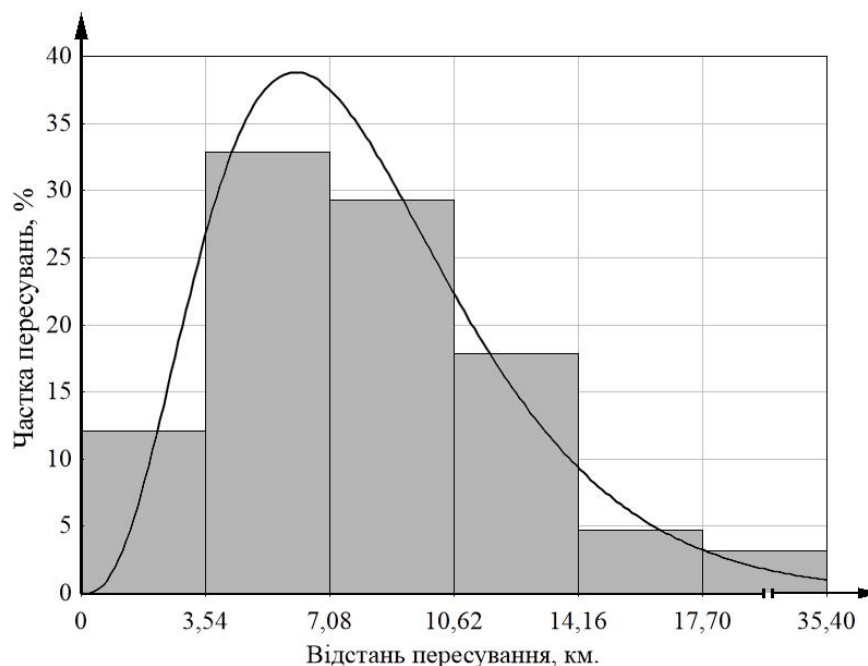


Рис. 4.2 Крива розселення населення м. Харкова

Виходячи із встановлених на рис. 4.2 меж інтервалів групування відстаней пересувань та параметрів гама-розподілу, придатного для опису закономірностей розселення населення, за формулами (4.2) та (4.3) були розраховані ймовірності потрапляння відстаней трудових пересувань в кожний інтервал та їх кількість, які наведені в табл. 4.2.

Таблиця 4.2

Відсоткове співвідношення між кількістю трудових пересувань на різні відстані у м. Харків

Інтервал групування	Нижня межа, км.	Верхня межа, км.	Ймовірність здійснення пересування	Кількість пересувань
1	0	3,54	0,0993	43411
2	3,54	7,08	0,3583	156635
3	7,08	10,62	0,3049	133321
4	10,62	14,16	0,1523	66576
5	14,16	17,7	0,0584	25525
6	17,7	35,4	0,0268	11747
РАЗОМ			1	437215

Ці дані послужили вихідною інформацією для формування системи (4.4). Застосування розробленого в середовищі MS Excel алгоритму дозволило сформувати 50 МК, що задовольняють обмеженням (4.4).

Підтвердженням можливості використання розрахованих матриць на практиці можна вважати відтворення ними фактичної кривої розселення, тобто повну відповідність виявленим закономірностям розселення населення м. Харкова. Для додаткової оцінки результатів моделювання потреб у послугах ГТ у місті було визначено розмах варіації розрахункових пасажиропотоків на «контрольних» ділянках ВДМ та здійснено їх зіставлення з фактичними. Дані про «контрольні» ділянки та фактичні пасажиропотоки на них були взяті з роботи [87]. Розрахункові потоки були отримані за допомогою процедури перерозподілу, здійсненої в середовищі VISUM в моделі ГТ м. Харкова станом на час виконання зазначеної роботи.

Отримані результати оцінки вказали на значний розмах варіації розрахованих пасажиропотоків практично на всіх розглянутих ділянках ВДМ Харкова. При цьому для всіх ділянок інтервал між мінімальним та максимальним розрахунковими потоками виявився таким, що включає значення відповідних емпіричних пасажиропотоків. Це дозволяє говорити про можливість отримання таких МПК, для котрих відхилення між розрахунковими та фактичними пасажиропотоками буде мінімальним. Підтвердження такої можливості послужила наявність серед отриманих матриць такої, для котрої середня відносна похибка розрахунку пасажиропотоків склала 13,5 %, про що свідчать дані табл. 4.3.

Таблиця 4.3

Оцінка ступеню відповідності розрахункових пасажиропотоків фактичним на прикладі однієї зі сформованих МПК

Напрямок руху за ділянкою ВДМ		Пасажиропотік, пас.		Відносна похибка розрахунку, %
З вузла (перехрестя)	До вузла (перехрестя)	Фактичний	Розрахунковий	
1	2	3	4	5
6052	6285	7538	7627	1,2
6285	6052	2860	3372	17,9
6127	6049	5801	6907	19,1
6049	6127	1306	1112	14,9
6020	6224	3161	3500	10,7
6020	6223	2737	2210	19,3
6020	6136	1162	1007	13,3
6297	6109	2014	2415	19,9
6109	6297	4810	5234	8,8
6282	6013	306	354	15,7

1	2	3	4	5
6013	6282	3269	2744	16,1
6009	6007	5855	6548	11,8
6009	6276	6345	5783	8,9
6273	6009	58466	47328	19,1
6009	6273	30027	25865	13,9
3034	6072	4365	4922	12,8
3034	6188	2760	3149	14,1
6208	4093	13248	10784	18,6
6242	4113	5730	5117	10,7
4113	6242	6669	5355	19,7
6183	3086	9952	9321	6,3
3086	6183	2567	2102	18,1
3067	6289	18357	20435	11,3
6289	3067	5773	4715	18,3
3113	3115	4443	5211	17,3
3115	3113	6010	4896	18,5
3011	6196	8363	9866	18
6196	3011	2212	2421	9,4
6185	3012	4443	3667	17,5
3012	6185	1616	1888	16,8
3142	3135	1962	2303	17,4
3135	3142	1496	1759	17,6
2030	3124	5354	5463	2
3124	2030	3431	3941	14,9
1043	6171	1020	1102	8
6171	1043	1344	1416	5,4
4099	4100	2222	1964	11,6
4100	4099	3960	4101	3,6
1093	4063	53743	46049	14,3
4063	1093	77307	89649	16
1018	4014	3571	3969	11,1
4014	1018	5529	5998	8,5
4010	5081	1858	2137	15
4020	4033	4519	4150	8,2
4033	4020	4201	4038	3,9
5075	5077	3040	2668	12,2
5077	5075	3550	3606	1,6
6269	5048	1313	1550	18,1
5048	6269	2851	3123	9,5
5049	5038	561	663	18,2

1	2	3	4	5
5038	5049	4511	5182	14,9
5036	6312	24907	27903	12
6312	5036	39529	31648	19,9
5020	5023	6132	6848	11,7
5020	6232	4284	4959	15,8
5020	5021	824	984	19,4
2012	2014	7433	8859	19,2
2001	2002	47179	39243	16,8
2002	2001	14662	12764	12,9
6153	2020	5341	4577	14,3
2020	6153	4257	3710	12,8
2049	2007	9541	7838	17,8
2007	2049	4491	4130	8

Примітка. У графах «З вузла (перехрестя)», «До вузла (перехрестя)» вказані номери, які присвоєні вузлам (перехрестям) у моделі ТМ ГТ у програмі VISUM.

Більші значення середніх відносних похибок розрахунку пасажиропотоків для інших матриць можуть бути наслідком обмежених можливостей наявних у VISUM моделей поділу кореспонденцій між маршрутами та видами транспорту, що не є недоліком розробленої методики і відноситься до наступного (четвертого) етапу моделювання транспортних потреб (traffic assignment).

Для оцінки роботи ММ ГТ м. Харкова та якості транспортного обслуговування населення були обрані наступні показники [99-102]:

- середня відстань пересування одного пасажирів в ТЗ ГТ

$$\bar{l}_{\Pi} = \frac{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m h_{ij} \cdot l_{\Pi ij}}{H}, \quad (4.5)$$

де $l_{\Pi ij}$ – відстань пересування в транспортному засобі громадського транспорту між транспортними районами i та j ;

- середній час пересування одного пасажирів в ТЗ ГТ

$$\bar{t}_{\Pi} = \frac{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m h_{ij} \cdot t_{\Pi ij}}{H}, \quad (4.6)$$

де $t_{\Pi ij}$ – час пересування в транспортному засобі громадського транспорту між транспортними районами i та j ;

- середній коефіцієнт пересадочності при пересуваннях на ГТ

$$\bar{\delta}_{\Pi} = \frac{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m h_{ij} \cdot \delta_{\Pi ij}}{H}, \quad (4.7)$$

де $\delta_{\Pi ij}$ – коефіцієнт пересадочності при пересуванні на громадському транспорті між транспортними районами i та j .

З огляду на значення даних показників можна дати оцінку ефективності функціонування як діючих ММ міст, так і заходів щодо їх зміни чи корегування [99-102]. З цією метою потрібно розрахувати вищевказані три показники для кожного стану МПК та побудувати відповідний інтервал їх можливих значень, даючи таким чином інтервальну оцінку параметрам пересувань пасажирів.

З метою здійснення відповідних розрахунків отримані за пропонованою методикою МПК були імпортовані в модель функціонування ГТ м. Харкова в програмному середовищі VISUM, яка дозволила здійснити необхідні процедури перерозподілу та розрахунку відповідних матриць витрат на пересування [77]. На основі цих матриць були визначені показники (4.5) – (4.7), що дозволило встановити інтервал їх найбільш ймовірних значень, табл. 4.4.

Таблиця 4.4

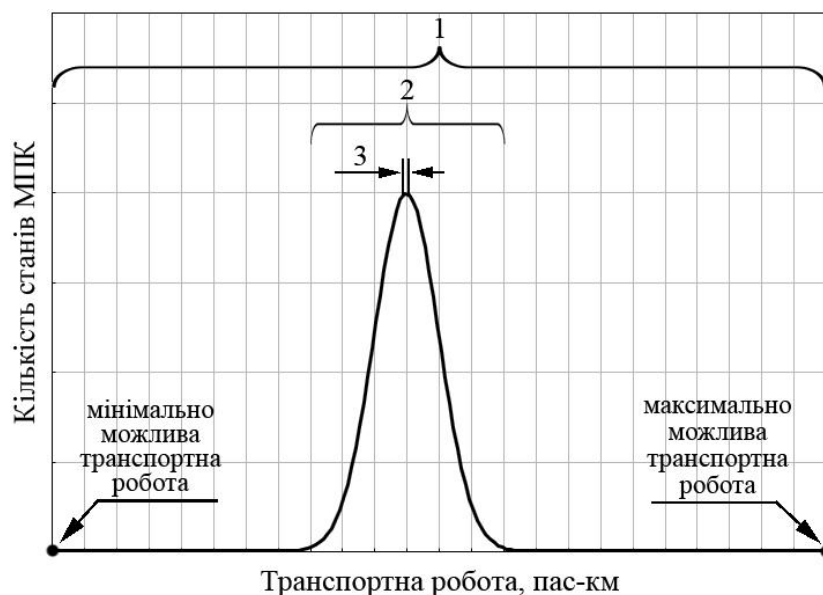
**Результати інтервальної оцінки
показників роботи громадського транспорту м. Харкова**

Показник	Інтервал найбільш ймовірних значень
Середня відстань пересування одного пасажира в транспортному засобі ГТ $\bar{l}_{\Pi}$, км	[8,744;8,777]
Середній час пересування одного пасажира в транспортному засобі ГТ $\bar{t}_{\Pi}$, хв	[20,46;20,55]
Середній коефіцієнт пересадочності при пересуваннях на громадському транспорті $\bar{\delta}_{\Pi}$	[1,452;1,465]

Для оцінювання меж можливих станів потреб у перевезеннях були використані показники (1.30) та (4.5). Ці ж показники були за-

стосовані з аналогічною метою в роботі [87], де було встановлено, що значення транспортної роботи по реалізації МПК м. Харкова знаходились в інтервалі $[3586867,5; 3993076,5]$ пас-км, а середньої відстані пересування – в інтервалі $[8,22; 9,12]$ км. Також у цій же роботі було встановлено, що значення транспортної роботи по реалізації МК є такими, що можуть бути описані нормальним розподілом.

Розрахунок зазначених показників з використанням МПК, сформованих за розробленою методикою, дозволив встановити інтервал значень транспортної роботи $[3823170; 3837292]$ пас-км та середньої відстані пересування $[8,744; 8,777]$ км. З огляду на значення цих оцінних показників можна стверджувати, що ширина діапазону можливої зміни транспортної роботи зменшується на 96,5 %, або у 28,8 рази, а середньої відстані пересування – на 96,3 %, або у 27,3 рази. При цьому коефіцієнти варіації транспортної роботи по реалізації матриць та середньої відстані пересування обидва склали 0,1 %. Поясненням такого значного звуження інтервалу можливих станів МК, який визначається різницею в транспортній роботі по реалізації матриць, є те, що крива розселення населення досить чітко задає кількість кореспонденцій, що реалізуються на певну відстань. Звуження меж можливих станів МПК можна представити графічно, рис. 4.3.



- 1 – повний інтервал можливих станів МПК;
- 2 – інтервал можливих станів МПК згідно з результатами роботи [87];
- 3 – інтервал можливих станів МПК згідно з розробленою методикою

Рис. 4.3. Графічне відображення звуження діапазону зміни достовірних станів МПК

Результатом подальшого аналізу станів МК, отриманих за допомогою розробленої методики, стала побудова графіку зміни показника $\bar{l}_{\Pi}$ в залежності від значень транспортної роботи з реалізації відповідних МПК, рис. 4.4.

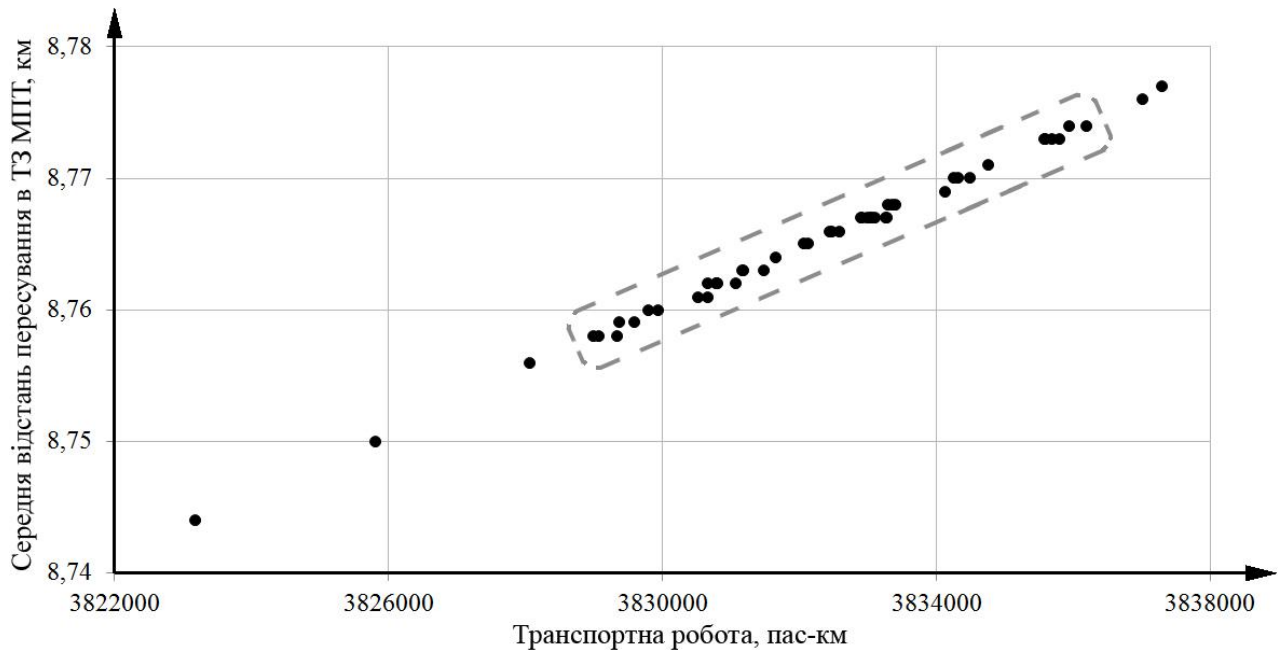


Рис. 4.4. Залежність середньої відстані пересування в ТЗ ГТ від транспортної роботи з реалізації МПК

Побудований графік дав можливість встановити, що більшість згенерованих МПК належать діапазону значень транспортної роботи [3828996;3836185] пас-км, який обведений на рис. 4.4 пунктирною лінією. Відповідно, МПК, що потрапляють в позначений діапазон, можна вважати найбільш ймовірними.

За отриманими результатами можна стверджувати, що розроблена методика визначення потреб міського населення на перевезення ГТ цілком придатна для застосування на практиці. Вона дозволяє визначити найбільш ймовірні стани транспортних потреб у місті та значно зменшити діапазон і, відповідно, кількість можливих варіантів МПК, що є вагомим кроком вперед у застосуванні інтервальної концепції моделювання потреб населення у пересуваннях ГТ. В той же час, при її застосуванні доцільно дотримуватись певних рекомендацій, наведених наступному підрозділі.

4.3 Практичні рекомендації щодо застосування методики визначення потреб у пересуваннях на основі функції розселення населення

МПК, безумовно, є невід’ємною частиною моделі ГТ міста. Без МПК практично неможливо проводити оцінку ефективності функціонування ММ як з позицій пасажирів, так і перевізника. Саме тому отримання найбільш ймовірних станів МПК, які найкращим чином відбивають потреби населення міст у пересуваннях, є метою спеціалістів в області транспортного планування та моделювання. У досягненні цієї мети добрим підґрунтям є закономірності (функції) розселення населення. Знання найбільш точної кривої розселення та застосування розробленої методики визначення транспортних потреб дозволить отримати найбільш достовірні стани МПК та, відповідно, найбільш якісну модель ГТ. Однак отримання зазначеної кривої є досить кропітким заняттям.

З метою найбільш ефективної організації роботи по збору необхідного матеріалу для отримання закономірностей розселення населення та побудови на їх основі моделі транспортних потреб з використанням запропонованої методики були розроблені наступні рекомендації:

- якщо замовником робіт з розробки моделі ГТ міста є органи державної влади чи місцевого самоврядування, доцільною буде домовленість за їх посередництвом з провідними підприємствами, установами та організаціями міста про завчасний початок робіт зі збору безособової інформації про дальності пересувань на роботу чи про місця проживання працівників. Допомогти в цьому може своєчасна підготовка матеріалів, з яких може бути отримана така інформація [122]. Це дозволить підвищити ймовірність отримання необхідного обсягу даних та зменшити або виключити негативне ставлення керівництва даних об’єктів до запитів про такого роду інформацію;

- у випадку відсутності попередньої домовленості з найбільшими підприємствами та установами міста доцільним буде завчасно зробити письмові запити до зазначених установ про фактичні місця проживання працівників без зазначення будь-яких даних, що ідентифікують особу [122];

- доцільним також є проведення обстеження пасажиропотоків на ключових ділянках ММ міста – на в’їздах до центральної частини

міста, до промислових зон та до інших сформованих в процесі розвитку міста крупних центрів утворення та поглинання пасажиропотоків. Це дозволить уточнити (скорегувати) отримані за розробленою методикою МПК;

- проведення обстежень пасажиропотоків з метою отримання інформації для розрахунку або корегування МПК доцільно проводити в теплу пору року, коли умови здійснення поїздок більш сприятливі з огляду на температуру навколишнього середовища та на одяг людей, від чого може залежати наповнюваність салонів ТЗ ГТ. Слід зазначити, що влітку такі обстеження проводити недоцільно через відтік населення з міста під час відпусток;

- джерелом інформації про напрямки пересувань населення та, відповідно, орієнтовні пасажиропотоки, може бути звітність перевізників про обсяг пасажирів, перевезених на маршрутах загального користування;

- додатковим, але доволі трудомістким засобом отримання потрібної інформації може бути проведення анкетування чи опитування населення міста різними методами – поштою, телефоном, в мережі Internet, особисто;

- при побудові моделі ММ міста потрібно якомога точніше вносити в неї параметри всіх об'єктів мережної інфраструктури – розташування ЗП, довжини перегонів та вид руху на них (однобічний чи двобічний), траси маршрутів, інтервали руху на маршрутах (розклад їх роботи), тощо. Це дозволить отримати точні значення показників, що можуть знадобитися для визначення закономірностей розселення та розрахунку МПК;

- після застосування розробленої методики серед сформованих МПК можливо обрати таку, що забезпечує мінімальні відхилення між розрахунковими та фактичними пасажиропотоками, та вико-
товувати її для розробки конкретних рішень щодо планування розвитку ТС.

Наведені рекомендації носять загальний характер та призначені зорієнтувати фахівця з транспортного планування на етапі визначення строків і порядку виконання робіт, необхідних для побудови моделі системи ГТ. В кожному конкретному випадку перелік робіт може бути скорегований в залежності від наявних даних про потреби населення у пересуваннях громадським транспортом.

ВИСНОВКИ

1. Аналіз існуючих підходів до визначення потреб у перевезеннях громадським транспортом показав, що вони не враховують закономірності розселення населення. Потреби у пересуваннях в сучасних умовах доцільно визначати на основі функції розселення, яку можливо встановити з урахуванням характеристик транспортної мережі громадського транспорту, оскільки в українських містах він є основним постачальником перевізних послуг. Для розрахунку матриць пасажирських кореспонденцій на основі функції розселення населення як принципову основу доцільно використовувати інтервальну концепцію визначення потреб у пересуваннях.

2. Визначено, що при нормальному розподілі просторових координат зупиночних пунктів на міській території довжини перегонів транспортної мережі громадського транспорту доцільно описувати показниковим розподілом з параметром зсуву на мінімальну довжину перегону у місті.

3. Для визначення характеристик шляхів прямування між об'єктами тяжіння довжини перегонів, з яких вони складаються, доцільно описувати показниковим законом, а кількість перегонів – трикутним і пуассонівським. Закономірності у відстанях між об'єктами тяжіння при цьому можливо описати щільністю гама-розподілу.

4. Встановлено, що закономірності розселення населення можна описати гама-розподілом практично при будь-яких варіантах матриці пасажирських кореспонденцій, що є основою для визначення потреб міського населення у перевезеннях з урахуванням функції розселення.

5. Експериментальні дослідження характеристик транспортних мереж десяти українських міст підтвердили, що основною причиною існування закономірностей розселення є процеси виникнення об'єктів тяжіння в напрямі від центральної частини до околиць міста по мірі його росту. При цьому загальний вид закономірностей розселення можна вважати таким, який формується вже на етапі розташування зупиночних пунктів на міській території, що являє собою підґрунтя для застосування функції розселення при визначенні потреб міського населення у пересуваннях.

6. Розроблена методика визначення потреб населення міст у перевезеннях громадським транспортом на основі безпосереднього

використання функції розселення дозволяє скоротити діапазон можливих станів матриці трудових пасажирських кореспонденцій на 96,5 %. Цей результат досягається за рахунок використання лише тих станів матриці, котрі відповідають фактичним закономірностям трудового розселення населення, що є вагомим удосконаленням інтервальної концепції визначення потреб міського населення у пересуваннях.

7. Застосування розробленої методики для визначення потреб у перевезеннях громадським транспортом у м. Харкові дало можливість сформулювати набір матриць кореспонденцій, які відповідають емпірично визначеній функції розселення. Відповідний цим матрицям інтервал найбільш ймовірних значень транспортної роботи має межі [3823170;3837292] пас-км, середньої відстані пересування – [8,744;8,777] км. З метою розробки конкретних рішень щодо планування розвитку транспортних систем можливим є використання тієї матриці кореспонденцій із усіх сформованих, яка забезпечує мінімальні відхилення розрахункових пасажиропотоків від фактичних.

СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ

1. Ефремов И.С. Теория городских пассажирских перевозок : [учеб. пособие для вузов] / И.С. Ефремов, В.М. Кобозев, В.А. Юдин – М.: Высшая Школа, 1980. – 535 с.
2. Шелейховский Г.В. Композиция городского плана как проблема транспорта / Г.В. Шелейховский – М.: Государственный институт проектирования городов «ГИПРОГОР», 1946. – 132 с.
3. Шестокас В.В. Определение и использование вероятностных закономерностей трудовых транспортных связей // Город и пассажир. I Ленинградская науч. конф. по обследованию и прогнозированию пассажиропотоков, ноябрь 1969 г.: тезисы докладов / В.В. Шестокас. – Л., 1969. – С. 128–139.
4. Ефремов И.С. Городской пассажирский транспорт и АСУ транспорта : [конспект лекций] / И.С. Ефремов, Г.А. Гольц; под ред. В.М. Кобозева. – М.: Наука, 1988. – 480 с. – Теория городских пассажирских перевозок; часть первая.
5. Ян Цибулка. Качество пассажирских перевозок в городах / Цибулка Ян; [пер. с чешского И.В. Шварц]. – М.: Транспорт, 1987. – 240 с.
6. Фишельсон М.С. Динамика пространственного расселения трудящихся Ленинграда // Город и пассажир : I Ленинградская науч. конф. по обследованию и прогнозированию пассажиропотоков, ноябрь 1969 г. : тезисы докладов / М.С. Фишельсон. – Л., 1969. – С. 11–19.
7. Социально-экономические проблемы развития и функционирования транспортных систем городов и зон их влияния: науч. материалы XVI междунар. (девятнадцатой Екатеринбургской) науч.-практ. конф., 16-17 июня 2010 г. / Уральский гос. эконом. ун-т, Белорус. науч.-исслед. и проект. ин-т градостроительства [и др.] – Екатеринбург: Изд-во Уральского гос. экон. ун-та, 2011. – С. 99–132.
8. Островский Н.Б. Пассажирские автомобильные перевозки / Н.Б. Островский. – М.: Транспорт, 1985 – 211 с.
9. Харченко В.Е. Исследование локальных систем расселения и межпоселенных трудовых связей в высоко-урбанизированных районах (на примере Донбасса) : автореф. дис. на соискание научной степени канд. геогр. наук : спец. 11.00.02 «Экономическая и социальная география» / В.Е. Харченко. – Киев, 1987. – 21 с.

10. Валесян А.Л. Синхронность в пространственной эволюции систем расселения и транспортных сетей : автореф. дис. на соискание научной доктора геогр. наук : спец. 11.00.02 «Экономическая, социальная и политическая география» / А.Л. Валесян. – М., 1995. – 46 с.
11. Зильберталь А.Х. Трамвайное хозяйство: руководство для работников трамвая и учащихся / А.Х. Зильберталь. – [Ч. 1]. – М.-Л.: ОГИЗ – Гострансиздат, 1932. – 304 с.
12. Зильберталь А.Х. Проблемы городского пассажирского транспорта / А.Х. Зильберталь. – М.-Л.: Гострансиздат, 1937. – 272 с.
13. Гольц Г.А. Транспорт и расселение / Г.А. Гольц. – М.: Наука, 1981. – 248 с.
14. Ortuzar J.D. Modelling Transport / J.D. Ortuzar, L.G. Willumsen. – [Third Edition]. – Chichester: Wiley, 2006. – 499 p.
15. Кудрявцев О.К. Урбанизация и пространственно-временные концепции расселения (критика буржуазных теорий) // Город и пассажир : Градостроительные проблемы развития пассажирского транспорта [III Ленинградская науч. конф.] : тезисы докладов / О.К. Кудрявцев. – Л.: Стройиздат, 1975 – С. 27–36.
16. Закон Фехнера [Электронный ресурс]. – Режим доступа до статті: <http://psychologiya.com.ua/z/3767-zakon-fexnera.html>.
17. Зенгбуш М.В. Методика обследований подвижности и расселения населения на примере Ленинграда // Город и пассажир : I Ленинградская науч. конф. по обследованию и прогнозированию пассажиропотоков, ноябрь 1969 г. : тезисы докладов / М.В. Зенгбуш. – Л., 1969. – С. 46–55.
18. Город и маятниковая миграция населения : [под науч. ред. канд. геогр. наук С.А. Польского]. – Минск: НИИ эк.-мат. методов планирования при Госплане БССР, 1979. – 187 с.
19. Эйнгорн Л.М. Модель трудового расселения // Город и пассажир : I Ленинградская науч. конф. по обследованию и прогнозированию пассажиропотоков, ноябрь 1969 г. : тезисы докладов / Л.М. Эйнгорн – Л., 1969. – С. 164–167.
20. Методологические аспекты исследований и проектирования транспортных систем городов и агломераций. Исследования закономерностей расселения и передвижения населения в городах и агломерациях : тезисы докладов на второй Свердловской науч.-практ. конф., 17-19 сентября 1974 г. / Свердловское областное правление НТО автомобильного транспорта и дорожного хозяйства [и др.]. – Сверд-

ЛОВСК. – 1974. – 63 с.

21. Tilahun N.Y. Selfishness and Altruism in the Distribution of Travel Time and Income // 1th International Association of Travel Behaviour Research Conference in Kyoto, August 2006 : working papers / N.Y. Tilahun, D.M. Levinson. – Minnesota, 2006. – P. 1–19.

22. Refinement of FSUMS Trip Distribution Methodology: Final Rep. / Dept. of Civil & Environmental Engineering, Florida International Univ. – Contract No. BB942. – Florida, 2004. – 165 p.

23. Tampa Bay Regional Planning Model Cube Voyager Conversion: Tech. Rep. No. 1, Validation Rep. / Dept. of Transportation, Gannett Fleming. – Project ID No. 259173-1-12-05. – Florida, 2004. – 162 p.

24. An Improved Model for the Estimation of Trip Length Frequency Distribution: Staff Rep. / Texas Transportation Institute, Texas A&M University. – TTI Reference No. 0194-5. – Texas, 1979. – 46 p.

25. Горбачов П.Ф. Концепція формування систем маршрутного пасажирського транспорту в містах: дис. ... доктора техн. наук: 05.22.01 / Горбачов Петро Федорович. – Харків, 2009 – 370 с.

26. Пассажирские автомобильные перевозки / [Афанасьев Л.Л., Воркут А.И., Дьяков А.Б., Миротин Л.Б., Островский Н.Б.]. – М.: Транспорт, 1986. – 220 с.

27. Афанасьев Л.Л. Автомобильные перевозки / Афанасьев Л.Л., Цукерберг С.М. – М.: Транспорт, 1973. – 320 с.

28. Юдин В.А. Городской транспорт / В.А. Юдин, Д.С. Самойлов; учебник для вузов. – М.: Стройиздат, 1975. – 287 с.

29. Грановский Б.И. Моделирование пассажирских потоков в транспортных системах: Автомобильный и городской транспорт / Б.И. Грановский // Итоги науки и техники. – 1986. – т. 11. – С. 67–105.

30. Горбачев П.Ф. Основы теории транспортных систем / Горбачев П.Ф., Дмитриев И.А. – Харьков: Издательство ХНАДУ, 2002. – 202 с.

31. Володин Е.П. Организация и планирование перевозок пассажиров автомобильным транспортом / Володин Е.П., Громов Н.Н. – М.: Транспорт, 1982. – 224 с.

32. Антошвили М.Е. Организация городских автобусных перевозок с применением математических методов и ЭВМ / Антошвили М.Е., Варелопуло Г.А., Хрущев М.В. – М.: Транспорт, 1974. – 104 с.

33. ДБН 360-92 Державні будівельні норми України. Містобуду-

вання. Планування та забудівля міських та сільських населених пунктів. – Введ. 2002-04-19. – К. : Видавництво «Укрархбудінформ», 2002. – 126 с.

34. ДБН В. 2.3-5-2001 Споруди транспорту. Вулиці та дороги населених пунктів. – Затвердж. наказом Держбуду України від 11.04.01 р. № 89. – Видання офіц. – К. : Держбуд України, 2001. – 21 с.

35. Горбачев П.Ф. Совершенствование схем маршрутов автобусов в крупнейших городах : дис. ... канд. техн. наук : 05.22.01 / Горбачев Петр Федорович. – Харьков, 1993. – 164 с.

36. Вейцман В.М. Разработка рациональных схем городских автобусных маршрутов : автореф. дис. на соискание ученой степени канд. техн. наук : спец. 05.22.10 «Эксплуатация автомобильного транспорта» / В.М. Вейцман. – М., 1987. – 20 с.

37. Горшков Т.Ш. Вопросы планирования маршрутных систем пассажирского транспорта в городах, расположенных в сложных топографических условиях (на примере г. Тбилиси): дис. ... доктора техн. наук: 05.22.10 / Т.Ш. Горшков. – М., 1980. – 193 с.

38. Доля В.К. Теоретические основы и методы организации маршрутных автобусных перевозок пассажиров в крупнейших городах : автореф. дис. на соискание ученой степени доктора техн. наук : спец. 05.22.10 «Эксплуатация автомобильного транспорта» / В.К. Доля. – М., 1993. – 42 с.

39. Коцюк А.Я. Совершенствование автобусных маршрутных систем в крупных и крупнейших городах: автореф. дис. на соискание ученой степени канд. техн. наук : спец. 05.22.10 «Эксплуатация автомобильного транспорта». – Киев, 1990. – 20 с.

40. Хрущев М.В. Совершенствование методов организации перевозок пассажиров автобусами в городах: дис. ... канд. эконом. наук : 08.00.05, 08.00.13 / М.В. Хрущев. – М., 1970. – 203 с.

41. Трудовые связи в крупном городе / [Н.Я. Мижега, С.С. Мохначук, Н.Д. Пистун, В.М. Юрковский, В.Н. Пересекин]. – К.: Вища школа, 1984. – 152 с.

42. Гуревич Г.А. Изучение транспортных потребностей – основа совершенствования работы пассажирского транспорта / Г.А. Гуревич, Г.И. Кузнецов, А.А. Михайлов // Автомобильный транспорт. Серия 4. Пассажирские перевозки автомобильным транспортом. Научно-технический реферативный сборник. – 1980. – № 2. – С. 3–8.

43. Заблоцкий Г.А. Транспорт в городе / Г.А. Заблоцкий. – К.:

Будівельник, 1986. – 96 с.

44. Fratar T.J. Vehicular Trip Distribution by Successive Approximation / T.J. Fratar // Traffic Quarterly. – 1954. – №8. – P. 53–65.

45. Брайловский Н.О. Моделирование транспортных систем / Брайловский Н.О., Грановский Б.И. – М.: Транспорт, 1978. – 125 с.

46. Сафронов Э.А. Исследование вопросов по уточнению методики расчетов пассажиропотоков в городах: автореф. дис. на здобуття наук. ступеня доктора техн. наук : спец. «Городское строительство и хозяйство» / Э.А. Сафронов. – М., 1972. – 16 с.

47. Брайловский Н.О. Проблемы повышения эффективности функционирования транспортных сетей городов: дис. ... доктора техн. наук : 05.22.10 / Н.О. Брайловский. – М., 1981. – 327 с.

48. Булычева Н.В. Расчет пассажиропотоков и оптимизация параметров маршрутных схем // в кн. Математические методы в управлении городскими транспортными системами / Булычева Н.В., Федоров В.П. – Л.: Наука, 1979. – С. 65-90.

49. Демирчян С.К. Разработка и исследование моделей транспортных систем с ограниченной пропускной способностью: дис. ... канд. техн. наук : 05.22.10 / С.К. Демирчян. – М., 1985. – 129 с.

50. Лившиц В.В. Системная концепция города и математическое моделирование адаптационного поведения городского населения // в кн. Использование прикладного системного анализа в проектировании и управлении развитием городов / В.В. Лившиц. – М.: Стройиздат, 1974. – С. 120–147.

51. Федоров В.П. Математическая модель расчета пассажиропотоков в маршрутной сети города // Город и пассажир. Градостроительные проблемы развития пассажирского транспорта: тезисы докладов к III Ленинградской научной конференции / В.П. Федоров. – Л.: Стройиздат, 1975. – С. 63-70.

52. Введение в математическое моделирование транспортных потоков: учеб. пособие / [Гасников А.В., Кленов С.Л., Нурминский Е.А., Холодов Я.А., Шамрай Н.Б.; приложения: Бланк М.Л., Гасникова Е.В., Замятин А.А. и Малышев В.А., Колесников А.В., Райгородский А.М]; под ред. А.В. Гасникова. – М.: МФТИ, 2010. – 362 с.

53. Haynes E.K. Gravity and Spatial Interaction models / Haynes E.K., Fotheringham A.S. // Sage-Publications. – 1984. – P. 9–13.

54. Shahriar A.Z. An Integrated Urban Land Use and Transportation Demand Model Based on Lowry Linage / Shahriar A.Z., Morteza A. //

Journal of Applied Sciences. – 2008. – №8 (7). – p. 1197–1205.

55. Berechman J. Modeling Land Use and Transportation: an Interpretive Review for Growth Areas / Berechman J., Small K.A. // *Environment and planning A*. – 1988. – vol. 20. – p. 1285–1309.

56. Iacono M. Models of Transportation and Land Use Change: A Guide to the Territory / M. Iacono, D. Levinson, El-Geneidy A. // *A Journal of Planning Literature Online First*. – 2008. – P. 1–18. – Режим доступа до журн.: http://tram.mcgill.ca/Research/Publications/models_of_transport_land_use_guided_ter.pdf.

57. Овечников Е.В. Городской транспорт / Е.В. Овечников, М.С. Фишельсон – М.: Высшая школа, 1976. – 270 с.

58. Vries J.J. Alonso's General Theory of Movement: Advances in Spatial Interaction Modeling / J.J. Vries, P. Nijkamp, P. Rietveld // *Free University of Amsterdam, Department of Spatial Economics, Tinbergen Institute Discussion Paper*. – 2000. – TI 2000-062/3.

59. Transport Planning and Traffic Engineering / [M.G.H. Bell, P.W. Bonsall, G.R. Leake, A.D. May, C.A. Nash, C.A. O'Flaherty] ; C.A. O'Flaherty Ed. – Oxford: Butterworth-Heinemann, 1997. – 544 p.

60. Лозе Д. Моделирование транспортного предложения и спроса на транспорт для пассажирского и служебного транспорта – обзор теории моделирования / Д. Лозе // *Сборник докладов 7-й междунар. конф. «Организация и безопасность дорожного движения в крупных городах»*. – СПб.: СПб гос. архит.-строит. ун-т, 2006. – С. 170–186.

61. Погребняк, Е.Б. Анализ методов формирования матрицы корреспонденций транспортной сети города / Е.Б. Погребняк, Н.И. Самойленко // *Коммунальное хозяйство городов. Вестник Харьковской национальной академии городского хозяйства*. – 2006. – № 69. – С. 121–126.

62. Ortuzar J.D. Modelling Transport / J.D. Ortuzar, L.G. Willumsen. – [4th Edition]. – Chichester: John Wiley & Sons Ltd, 2011. – 586 p.

63. Машина И.И. Моделирование пассажиропотоков города с использованием объемных стохастических сетей: автореф. дис. ... канд. техн. наук : спец. 08.00.13 / И.И. Машина ; [Институт прикладной математики и механики АН УССР]. – К., 1989. – 14 с.

64. Лопатин А.П. Моделирование перевозочного процесса на городском пассажирском транспорте / А.П. Лопатин. – М. : Транспорт, 1985. – 144 с.

65. Вильсон А.Дж. Энтропийные методы моделирования слож-

ных систем / А.Дж. Вилсон ; пер. с англ. Ю.А. Дубова ; [под. ред. Ю.С. Попкова]. – М. : Наука, 1978. – 248 с.

66. Гуревич Г.А. Анализ расчетных методов построения матрицы межоста-новочных корреспонденций пассажиров / Г.А. Гуревич, Г.И. Кузнецов, В.Ш. Крупник // Автомобильный транспорт. Серия 4. Пассажирские перевозки автомобильным транспортом. Научно-технический реферативный сборник. – М.: Издательство ЦБНТИ, 1980. – №2. – С. 24–33.

67. Мальгин А.Н. Разработка и исследование моделей многоцелевых передвижений населения в транспортной сети : автореф. дис. на соискание ученой степени канд. техн. наук : спец. 01.01.11 / А.Н. Мальгин ; [Институт социально-экономических проблем АН СССР]. – М., 1988. – 20 с.

68. Мальгин А.Н. Расчет пассажирских корреспонденций в городах с учетом их возможной реализации на транспортной сети / А.Н. Мальгин // Моделирование процессов управления транспортными системами : тезисы докладов всесоюзной конференции. – Владивосток: ДВНЦ СССР, 1977. – С. 35–38.

69. Мягков В.Н. Об условиях применения гравитационной модели для прогноза матрицы пассажирских корреспонденций / В.Н. Мягков // Моделирование процессов управления транспортными системами : тезисы докладов всесоюзной конференции. – Владивосток: ДВНЦ СССР, 1977. – С. 42–44.

70. Горбачов П.Ф. Нова концепція моделювання потреб населення у трудових пересуваннях міським пасажирським транспортом / П.Ф. Горбачов // Вісник Дніпропетровського національного університету залізничного транспорту ім. академіка В. Лазаряна. – 2009. – №27. – С. 210–214.

71. Горбачов П.Ф. Оцінка впливу транспортних факторів на результати вибору людиною робочого місця / П.Ф. Горбачов // Вестник Харьковского национального автомобильно-дорожного университета. – 2008. – №43. – С. 86–91.

72. Проблемы подвижности городского населения / [под ред. М.И. Каган] – М.: ЦНТИ по гражданскому строительству и архитектуре, 1974. – 35 с.

73. Правдин Н.В. Прогнозирование пассажирских потоков : методика, расчеты, примеры / Н.В. Правдин, В.Я. Негрей. – М.: Транспорт, 1980. – 222 с.

74. Брайловский Н.О. Моделирование функциональных транспортных связей крупного города / Н.О. Брайловский, В.М. Беленов // Экономика и математические методы. – 1977. – Т. 13, № 4. – С. 672–681.

75. Quarmby D.A. Choice of Travel Mode for the Journey to Work / D.A. Quarmby // Journal of Transport Economics and Policy. – 1967. – Vol. 1, № 3. – p. 273–314.

76. Preston J. Demand Forecasting for New Local Rail Stations and Services / J. Preston // Journal of Transport Economics and Policy. – 1991. – Vol. 25, № 2. – P. 183–202.

77. VISUM 10.0 User Manual [Електронний ресурс]. – 80 min / 700 MB. – 2007. – 1 електрон. опт. диск (CD-ROM) ; 12 см. – Систем. вимоги: Pentium; 32 Mb RAM; CD-ROM Windows 98/2000/NT/XP. – Назва з контейнера.

78. Гульчак О.Д. Підвищення ефективності міських пасажирських перевезень на основі удосконалення організації руху автобусів: автореф. дис. на здобуття наук. ступеня канд. техн. наук : спец. 05.22.01 «Транспортні системи» / О.Д. Гульчак – К., 2005. – 19 с.

79. Вдовиченко В.А. Эффективность функционирования городской пассажирской транспортной системы: автореф. дис. на соискание ученой степени канд. техн. наук : спец. 05.22.01 «Транспортні системи» / В.А. Вдовиченко. – Харьков, 2004. – 20 с.

80. Григоров М.А. Інформаційне забезпечення для моделювання та керування транспортними потоками у великих містах: автореферат дис. на здобуття наук. ступеня канд. техн. наук : спец. 05.13.06 / М.А. Григоров – Одеса, 2005. – 18 с.

81. Дубровский В.В. Функция тяготения населения по трудовым целям / В.В. Дубровский // Автомобильный транспорт. – 2001. – №6. – С. 22–24.

82. Доля В.К. Дослідження транспортної мережі регіону методом побудови функції щільності населення / Доля В.К., Грицюк П.М., Кристопчук М.Є // Коммунальное хозяйство городов. – 2006. – №69 – С. 205–211.

83. Михайлов А.С. Управление рынком перемещений городского населения / А.С. Михайлов. – Алматы: НИЦ Гылым. – 2003. – 237 с.

84. Миротин Л.Б.. Логистика: общественный пассажирский транспорт / Миротин Л.Б., Ташбаев В.Э., Герами В.Д. – М.: Экзамен, 2003. – 224 с.

85. Любий Є.В. Визначення попиту на пересування населення малих міст маршрутним пасажирським транспортом: дис. ... канд. техн. наук : 05.22.01 / Любий Євген Володимирович. – Харків, 2012. – 191 с.

86. Маруніч В.С. Обґрунтування побудови пасажирських маршрутних систем міст: автореф. дис. на здобуття наук. ступеня канд. техн. наук : 05.22.01 «Транспортні системи» / В.С. Маруніч. – Київ, 1996. – 18 с.

87. Россолов А.В. Совершенствование интервальной концепции определения спроса на услуги пассажирского маршрутного транспорта в крупных городах: дис. ... канд. техн. наук : 05.22.01 / Россолов Александр Викторович. – Харьков, 2012. – 207 с.

88. Feng Xie. Evolving transportation networks / Feng Xie, David M. Levinson. – New York: Springer, 2011. – 278 p.

89. Rodrigue J.-P. The Geography of Transport Systems / Jean-Paul Rodrigue, Claude Comtois, Brian Slack. – Taylor & Francis e-Library, 2006. – 284 p.

90. Чорноус О.І. Забезпечення стійкого функціонування автотранспортної системи регіону : автореф. дис. на здобуття наукового ступеня канд. екон. наук : спец. 08.00.05 / О.І. Чорноус. – Донецьк, 2009. – 20 с.

91. Шевчук Я.В. Автотранспортна інфраструктура: теорія і методи сучасних регіональних досліджень / Я.В. Шевчук. – Ужгород: Видавництво ТзОВ «Ліга-Прес», 2011. – 376 с.

92. Florian M. A Two-Dimensional Framework for the Understanding of Transportation Planning Models / Florian M., Gaudry M., Lardinois C.A. // Transportation Research Board. – 1988. – Vol. 22B. – P. 411–419.

93. Manheim M.L. Fundamentals of Transportation Systems Analysis / M.L. Manheim. – [vol. 1: Basic Concepts]. – Cambridge, MA: MIT Press, 1979. – 658 p.

94. Спирин И.В. Организация и управление пассажирскими автомобильными перевозками: учеб. [для студ. учреждений сред. проф. образования] / И.В. Спирин. – [5-е изд., перераб]. – М.: Изд. центр «Академия», 2010. – 400 с.

95. Parikesit D. Integrating Urban Transport System and Land Use: A dream or reality? / Parikesit Danang. – Jakarta: Envirotech 2003 Regional Workshop Proceeding, MEB (Mitra Emisi Bersih). – 2003.

96. Wardrop J.G. Some Theoretical Aspects of Road Traffic Re-

search / J.G. Wardrop // Proceedings of the Institute of Civil Engineers, – 1952. – Part 2, Vol. 1. – P. 325–378.

97. Пигу А. Экономическая теория благосостояния / А. Пигу ; пер. с англ. ; [под общ. ред. С.П. Аукуционека]. – М.: Прогресс, 1985. – [Т. 1–2] – 512 (454) с. – (серия «Экономическая мысль Запада»).

98. Knight F.H. Some Fallacies in the Interpretation of Social Cost / F.H. Knight // The Quarterly Journal of Economics. – 1924. – Vol. 38 (4). – P. 582–606.

99. Розробка схеми руху громадського транспорту в місті Суми: Звіт про НДР (заключний) / ХНАДУ; № держ. реєстрації 0108U006961. – Харків, 2008. – 51 с.

100. Розробка заходів щодо коригування схеми руху міського маршрутного пасажирського транспорту міста Суми: Звіт про НДР (заключний) / ХНАДУ; № держ. реєстрації 0112U004747. – Харків, 2012. – 82 с.

101. Розробка раціонального варіанту маршрутної мережі міста Кіровоград: Звіт про НДР (заключний) / ХНАДУ; № державної реєстрації 0112U00692. – Харків, 2012. – 115 с.

102. Розробка раціонального варіанту маршрутної мережі м. Олександрія : Звіт про НДР (заключний) / ХНАДУ; № державної реєстрації 0113U005179. – Харків, 2013. – 130 с.

103. Вентцель Е.С. Теория вероятностей и ее инженерные приложения : учеб. пособие для ВТУЗов / Е.С. Вентцель, Л.А. Овчаров. – [2-е изд., стер.]. – М.: Высшая школа, 2000. – 480 с.

104. Хинчин А.Я. Работы по математической теории массового обслуживания / А.Я. Хинчин. – М.: Физматгиз, 1963. – 236 с.

105. Вентцель Е.С. Теория вероятностей : учебник для вузов / Е.С. Вентцель. – [7-е изд. стер.]. – М.: Высшая школа, 2001. – 575 с.

106. Кудрявцев Л.Д. Курс математического анализа / Л.Д. Кудрявцев. – М.: Высшая школа, 1988. – [Т. 1] – 712 с.

107. Statistical Distributions / C. Forbes, M. Evans, N. Hastings, V. Peacock. – [Fourth Edition]. – Hoboken, NJ: Wiley, 2011. – 212 p.

108. Вадзинский Р.Н. Справочник по вероятностным распределениям / Р.Н. Вадзинский. – СПб.: Наука, 2001. – 295 с.

109. Н. Хастингс. Справочник по статистическим распределениям / Хастингс Н., Пикок Дж.; [пер. с англ. А.К. Звонкина]. – М.: Статистика, 1980. – 95 с.

110. Справочник по вероятностным расчетам / Абергауз Г.Г.,

Тронь А.П., Копенкин Ю.Н., Коровина И.А. – [2-е изд., исправленное и дополненное]. – М.: Воен-издат, 1970. – 536 с.

111. Державна служба статистики України [Електронний ресурс]. – Режим доступу: <http://www.ukrstat.gov.ua/>.

112. Розанов Ю.А. Теория вероятностей, случайные процессы и математическая статистика / Ю.А. Розанов – М.: Наука, гл. ред. физ.-мат. лит., 1989 – 320 с.

113. Von Eye A. Testing the Assumption of Multivariate Normality / Alexander Von Eye, G. Anne Bogat // Psychology Science. – 2004. – Vol. 46. – P. 243–258.

114. Farrell P.J. On Tests for Multivariate Normality and Associated Simulation Studies / Patrick J. Farrell, Matias Salibian-Barrera, Katarzyna Naczka // Journal of Statistical Computation & Simulation. – 2007. – Vol. 77. – P. 1065–1080.

115. Koizumi K. On Jarque-Bera Tests for Assessing Multivariate Normality / Kazuyuki Koizumi, Naoya Okamoto, Takashi Seo // Journal of Statistics: Advances in Theory and Applications. – 2009. – Vol. 1 (2). – P. 207–220.

116. Мартынов Г.В. Статистические критерии, основанные на эмпирических процессах, и связанные с ними вопросы / Итоги науки и техники: Серия «Теория вероятностей. Математическая статистика. Теоретическая кибернетика». – М.: ВИНТИ, 1992. – Т. 30. – С. 3–112.

117. Малахов А.И. Кумулянтный анализ случайных негауссовых процессов и их преобразований / А.И. Малахов. – М.: «Сов. радио», 1978. – 376 с.

118. Уилкс С. \ Математическая статистика / С. Уилкс; [пер. с англ. А.М. Каган, Л.А. Халфин, О.В. Шалаевский]; под ред. Ю.В. Линника. – М.: Физматгиз, 1967. – 632 с.

119. Дубров А.М. Многомерные статистические методы: учебник / Дубров А.М., Мхитарян В.С., Трошин Л.И. – М.: Финансы и Статистика, 2003. – 352 с.

120. Андерсон Т. Введение в многомерный статистический анализ / Т. Андерсон [пер. с англ. Ю.Ф. Кичатов, Е.С. Кочетков, Н.С. Райбман]; под ред. Б.В. Гнеденко. – М.: Физматгиз, 1963. – 500 с.

121. Краткое руководство STATISTICA. – StatSoft, 2012. – 354 с.

122. Закон України «Про захист персональних даних» / Відомості Верховної Ради України від 27.08.10. – 2010 р., № 34, с. 1188, ст. 481.

ЗМІСТ

Вступ.....	4
1 СУЧАСНИЙ СТАН МОДЕЛЮВАННЯ ПОТРЕБ НАСЕЛЕННЯ МІСТ У ПЕРЕВЕЗЕННЯХ ТА ЗАКОНОМІРНОСТЕЙ ТРУДОВОГО РОЗСЕЛЕННЯ	6
1.1 Теоретичні моделі розселення населення по території міст	6
1.2 Емпіричні закономірності розселення міського населення.....	15
1.3 Сучасні проблеми визначення потреб населення у перевезеннях в містах	23
1.4 Взаємозв'язок інфраструктури громадського транспорту та розподілу транспортних потреб по території міста	37
Висновки	39
2 ТЕОРЕТИЧНІ ОСНОВИ ФОРМУВАННЯ ПОТРЕБ У ПЕРЕВЕЗЕННЯХ НА ОСНОВІ ФУНКЦІЙ РОЗСЕЛЕННЯ НАСЕЛЕННЯ МІСТ	41
2.1 Формалізація процесу формування функції розселення	41
2.2 Теоретичні основи виникнення закономірностей у характеристиках транспортних мереж громадського транспорту	48
2.3 Теоретичні основи формування функцій розселення населення на основі характеристик транспортних мереж громадського транспорту міст	59
2.4 Теоретичні передумови використання функцій розселення населення для визначення можливих станів МПК.....	74
Висновки	77
3 ЕКСПЕРИМЕНТАЛЬНІ ДОСЛІДЖЕННЯ ФОРМУВАННЯ ТРАНСПОРТНИХ ПОТРЕБ ТА ЗАКОНОМІРНОСТЕЙ РОЗСЕЛЕННЯ НАСЕЛЕННЯ МІСТ	79
3.1 Інформаційна база для експериментальних досліджень характеристик транспортних мереж громадського транспорту.....	79
3.2 Закономірності просторового розташування зупинок громадського транспорту на території міст	80
3.3 Закономірності у довжинах перегонів громадського транспорту.....	91
3.4 Закономірності у відстанях між зупиночними пунктами	96
3.5 Взаємозв'язок між потребами населення міст у перевезеннях та функцією трудового розселення	105

Висновки	117
4 ЗАСТОСУВАННЯ ФУНКЦІЙ РОЗСЕЛЕННЯ НАСЕЛЕННЯ ДЛЯ ВИЗНАЧЕННЯ ПОТРЕБ У ПЕРЕВЕЗЕННЯХ.....	119
4.1 Методика визначення потреб населення міст у перевезеннях на основі функції розселення населення	119
4.2 Розрахунок потреб у пересуваннях для міста Харків та визначення показників роботи маршрутної мережі.....	124
4.3 Практичні рекомендації щодо застосування методики визначення потреб у пересуваннях на основі функції розселення населення.....	132
ВИСНОВКИ	134
Список літератури	136

Наукове видання

ГОРБАЧОВ Петро Федорович
СВІЧИНСЬКИЙ Станіслав Валерійович

**ІНТЕРВАЛЬНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ПОТРЕБ
НАСЕЛЕННЯ МІСТ У ПЕРЕВЕЗЕННЯХ
ГРОМАДСЬКИМ ТРАНСПОРТОМ
НА ОСНОВІ ФУНКЦІЇ РОЗСЕЛЕННЯ**

Монографія

Відповідальний за випуск *П.Ф. Горбачов*

Авторська редакція