

РЕФЕРАТ

Магістерська дисертація: 70 ст., 3 рис., 10 табл., 26 джерел та 3 додатки.

Об'єктом дослідження є процеси пакування і паркування Реньї.

Предметом дослідження є асимптотичні властивості певних узагальнень моделі паркування Реньї.

Метою даної роботи є вивчення асимптотичних властивостей узагальненої моделі паркування і пакування Реньї з законом вибору місця вставки автомобіля, визначеного сумішшю рівномірного та виродженого розподілів.

В роботі використані методи операційного числення, методи розв'язку диференціальних рівнянь зі зсувом, тауберівські теореми. Для чисельної апроксимації інтегралів були використані методи інтегрування квадратурами. Для моделювання процесів паркування було застосовано методи Монте-Карло.

Результати роботи:

- побудовано інтегральне рівняння для узагальненої моделі паркування Реньї;
- доведено можливість застосування тауберівської теореми для визначення асимптотики математичного сподівання рівня заповненості при достатньо великих розмірах парковки;
- доведено асимптотичну еквівалентність математичного сподівання рівня заповненості парковки лінійній функції;
- виведено формулу для визначення коефіцієнта нахилу прямої, що апроксимує математичне сподівання;
- проведено уточнення асимптотики;
- доведено обмеженість другого моменту рівня заповненості лінійною функцією;
- виведено закон великих чисел для рівня заповненості парковки.

ВИПАДКОВІ ПРОЦЕСИ, ТЕОРІЯ ЙМОВІРНОСТЕЙ, ТЕОРІЯ ІНТЕГРАЛЬНИХ РІВНЯНЬ ЗІ ЗСУВОМ, ОПЕРАЦІЙНЕ ЧИСЛЕННЯ, ТАУБЕРОВІ ТЕОРЕМИ.

ABSTRACT

The masters' thesis: 70 p., 3 fig., 10 tabl., 26 sources and 3 appendices.

The topic of this masters' thesis is "Stochastic modeling approach to the cars' parking process research".

The object of this thesis is the set of packing and parking processes.

The subject of this thesis is the set of asymptotic properties of several generalizations of Rényi parking and packing model.

The purpose of this thesis is the investigation of asymptotic properties of generalized Rényi parking and packing model defined by mixture of uniform and determined distributions.

In this paper the following analytic approaches are used: operational calculus methods, delayed differential equations methods, tauberian theorems. Quadratures are used for numerical integration. Simulations are made based on traditional Monte-Carlo paradigms.

Thesis results:

- integral equation for generalized model was built;
- was proven that it is possible to apply tauberian theorems in the context of generalized model;
- asymptotic equivalence of expectation of saturation level and linear function was shown;
- exact, albeit slightly complicated formula for linear function slope was inferred;
- the asymptotics were refined using Mellin transform;
- was proven that second moment is bounded with linear function;
- law of large numbers was proven for saturation level.

STOCHASTIC PROCESS THEORY, PROBABILITY THEORY, DELAYED DIFFERENTIAL EQUATION THEORY, OPERATIONAL CALCULUS, TAUBERIAN THEOREMS.

ЗМІСТ

	Ст.
ПЕРЕЛІК СКОРОЧЕНЬ	8
ВСТУП	9
РОЗДІЛ 1 ОГЛЯД ІСНУЮЧОЇ ЛІТЕРАТУРИ ТА ПІДХОДІВ	12
1.1 Аналіз існуючих підходів	12
1.2 Обґрунтування вибору напрямку дослідження	16
Висновки до розділу	17
РОЗДІЛ 2 АСИМПТОТИЧНА ОЦІНКА МОМЕНТІВ ЗАПОВНЕНОСТІ ІНТЕРВАЛУ	18
2.1 Ввідні позначення	18
2.2 Дослідження крайових випадків	18
2.3 Опис необхідного математичного апарату для подальшого дослідження	20
2.3.1 Асимптотична поведінка функції	20
2.3.2 Теорема Таубера	21
2.4 Дослідження моделі з вибором місця для авто за сумішшю рівномірного та розподілу Бернулi	22
2.4.1 Виведення інтегрального рівняння	22
2.4.2 Перехід до зображення Лапласа	24
2.4.3 Застосування тауберівської теореми	30
2.5 Покращення асимптотичної оцінки	36
2.5.1 Виведення розкладу Тейлора для зображення Лапласа	36
2.5.2 Застосування зворотної формули Фур'є-Мелліна	38
2.5.3 Застосування асимптотики для виведення закону великих чисел	53
Висновки до розділу	53
РОЗДІЛ 3 МОДЕЛЮВАННЯ ПРОЦЕСІВ ПАРКУВАННЯ	55
3.1 Вибір платформи і мови реалізації	55
3.2 Аналіз архітектури продукту	56
3.3 Керівництво користувача	56
3.3.1 Основний програмний продукт	56
3.4 Аналіз роботи алгоритму	58

3.4.1	Алгоритм чисельного вирахування інтегралів	58
3.4.2	Алгоритм моделювання на одновимірній парковці	62
3.4.3	Алгоритм моделювання на двовимірній парковці	63
3.5	Результати роботи програми	63
3.5.1	Результати підрахунку констант	63
3.5.2	Результати роботи моделера	64
	Висновки до розділу	64
	ВИСНОВКИ ПО РОБОТІ ТА ПЕРСПЕКТИВИ ПОДАЛЬШИХ ДОСЛІ-	
	ДЖЕНЬ	66
	ПЕРЕЛІК ПОСИЛАНЬ	68

ПЕРЕЛІК СКОРОЧЕНЬ

МС – математичне сподівання

ММК – метод Монте-Карло

ЕОМ – електронна обчислювальна машина

ЗВЧ – закон великих чисел

ЦГТ – центральна гранична теорема

ММІ – метод математичної індукції

ВСТУП

Review

Історія першого автомобіля почалася ще в 1768 році разом зі створенням паросилових машин, спроможних перевозити людину. Парові машини працювали на тепловому двигуні зовнішнього згоряння, що перетворював енергію водяної пари в механічну енергію зворотно-поступального руху поршню, а потім в обертальний рух валу. Перша примітивна парова машина була побудована ще у XVII сторіччі Папеном, і являла собою циліндр з поршнем, який підіймався під дією пари, а опускався під тиском атмосфери після згущення відпрацьованої пари. Остаточні удосконалення в паровій машині були зроблені Джеймсом Уаттом в 1769 році.

В 1806 році з'явилися перші машини, які приводилися в рух двигунами внутрішнього згоряння на горючому газу, що призвело до появи в 1885 році повсюди використовуваного газолінового або бензинового двигуна внутрішнього згоряння.

Машини, що працюють на електриці ненадовго з'явилися на початку XX століття, але майже повністю зникли з поля зору аж до початку XXI століття, коли знову виникла зацікавленість в малотоксичному і екологічно чистому транспорті.

На сьогоднішній день автомобілі можна побачити усюди: надворі біля будинків, на автомагістралі чи у невеличкому провулку, в центрі міста та в селі. Автомобілів вже така незліченна кількість, що в Києві складно знайти куточок, де не видно автотранспорту, де не чути гулу двигунів. Спираючись на статистику 2011 року, в Україні на 1000 осіб приходилось 158 автомобілів. А от в країнах лідерах за кількістю автомобілів, таких як, наприклад, Монако, нараховувалося порядку 900 авто на 1000 осіб.

Отже, досить гостро постає проблема організації розміщення автомобілів. Для цього створюються парковки. Але при проектуванні парковки постає проблема вибору оптимального розміру. Адже різні водії порізно паркують свої автомобілі: деякі витрачають місце економно, а деякі ставлять авто так, як їм заманеться. Тому, якщо спроектувати парковку, що може вмістити необхідну кількість автомобілів і не більше, то виникне ситуація, що місця

на парковці більше немає. Якщо ж парковка буде занадто великою, то ймовірно, що багато місць будуть незайнятими, тобто простір був використаний не оптимально.

Саме тому у цій роботі розглядається задача оцінки максимальної кількості автомобілів на парковці. Для вирішення проблеми було виконано наступне:

- а) визначено максимальну кількість автомобілів на одновимірній парковці у крайніх, детермінованих випадках, а саме:
 - 1) коли водії ставлять авто впритул до попереднього;
 - 2) коли водії ставлять авто рівно так, щоб між автомобілями був пропуск розміру майже з автомобіль, але останній туди все-таки не поміщався;
 - 3) коли водії ставлять свій автомобіль строго посередині вільного місця.
- б) побудовано деякі моделі заповнення парковки з випадковим фактором. Визначено асимптотику функції залежності математичного сподівання максимальної кількості автомобілів на одновимірній парковці від довжини парковки для кожної побудованої моделі;
- в) створено невеликий додаток на скриптовій мові Python, що визначає коефіцієнт для асимптотичної оцінки математичного сподівання максимальної кількості автомобілів на одновимірній парковці у одновимірному випадку, а також допомагає встановити залежність від лінійних розмірів парковки у двовимірному випадку.

Об'єктом дослідження є процес паркування автомобілів.

Предметом дослідження є асимптотичні властивості певних узагальнень моделі паркування Реньї.

В якості методів дослідження використовуються теорія стохастичних процесів та теорія інтегральних рівнянь зі зсувом.

Наукова новизна роботи: проведено детальний аналіз результатів щодо проблеми паркування та пакування, та побудовано узагальнення класичної моделі Реньї, в якій поведінка водіїв задається не рівномірним законом розподілу, а сумішшю рівномірного та виродженого розподілів.

Практичними результатами роботи є створення додатку для моделювання процесу паркування для більш складних моделей, в тому числі і для двовимірної парковки.

Робота складається з 3 розділів. В першому розділі досліджуються існуючі підходи до вирішення задачі паркування автомобілів, надається перелік існуючої літератури. В другому розділі наводиться виведення точної асимптотичної оцінки для узагальненої моделі Реньї. У третьому розділі наведено обґрунтування вибору платформи розробки, аналіз алгоритму моделювання та алгоритму вирахування констант, отриманих у другому розділі.

РОЗДІЛ 1 ОГЛЯД ІСНУЮЧОЇ ЛІТЕРАТУРИ ТА ПІДХОДІВ

У цьому розділі наведено інформацію про результат Реньї стосовно проблеми парковки та пакування. Також проведено розбір літератури та опрацьовано існуючі роботи на цю тему.

1.1 Аналіз існуючих підходів

У 1958 році угорський математик Альфред Реньї опублікував працю щодо проблеми заповнення одновимірного обмеженого простору. Ця праця стала підґрунтям для подальшого дослідження в напрямі проблеми парковки та пакування [1].

Задача формулювалася наступним чином: нехай є заданий відрізок $[0; x]$, де $x > 1$, і нехай на цей відрізок ”паркуються” одновимірні ”автомобілі” одиничної довжини, керуючись рівномірним розподілом. У такій ситуації доводилось, що середнє максимальне значення кількості машин на парковці буде $m(x)$ задовільняє наступну систему:

$$m(X) = \begin{cases} 0 & 0 \leq X < 1 \\ 1 + \frac{2}{X-1} \int_0^{X-1} m(y) dy & X \geq 1. \end{cases} \quad (1.1)$$

В такому випадку середня щільність автомобілів для великих X виходить

$$m = \lim_{x \rightarrow \infty} \frac{m(x)}{x} = \int_0^{\infty} \exp \left(-2 \int_0^x \frac{1 - e^{-y}}{y} dy \right) dx \approx 0.747597. \quad (1.2)$$

Але цей результат потребує узагальнення, адже описана вище класична модель Реньї не дає можливості активно застосовувати результат на практиці. Тому у цій роботі буде створена більш загальна модель, в якій водії мають змішану модель поведінки: з деякою ймовірністю вони ставлять свій автомобіль впритул до сусіднього, а в іншому випадку – керуючись рівномірним розподілом.

У роботі Дворецького [2] проведено аналогічне дослідження, але отримано більш точну асимптотичну оцінку:

$$m(X) = Cx - (1 - C) + \mathcal{O} \left(\left(\frac{2e}{x} \right)^{x-1.5} \right). \quad (1.3)$$

Після отримання асимптотики для першого моменту кількості автомобілів на парковці (1.3) було показано асимптотичну нормальність величини

$$Z_x = \frac{N_x - m(x)}{\sigma(x)} \sim N(0, 1), \quad x \rightarrow \infty, \quad (1.4)$$

де N_x – випадкова величина, що означає кількість автомобілів на парковці в термінальному стані, а $\sigma(x)$ – стандартне відхилення N_x .

У роботі Блезделя [3] описано чисельне вирахування константи C у одновимірному та двовимірному випадках, тобто автомобілі вже квадрати зі стороною 1, і паркуються на великий квадрат зі стороною x . Наводиться гіпотеза та чисельне підкріплення, що константа у двовимірному випадку дорівнює C^2 . У 1974 році Лал [4] порахував значення константи C з точністю до 19 знаку після коми.

У праці Нея [5] проведено аналіз широкого спектру моделей на базі класичної моделі Реньї. Він розглядав процедуру паркування з випадковою довжиною автомобіля, та показав, що при справдженні певних умов регуляризації має сенс досліджувати моменти величини $N(b, x)$, що позначає кількість автомобілів довжини не менше ніж b в термінальному стані на парковці довжини x . Було доведено, що з виконання наведених у роботі умов регуляризації середнє значення $N(b, x)$ прямує до лінійної функції від x з порядком

асимптотики $\mathcal{O}(x^{-n})$ для будь-якого цілого $n > 0$. У випадку рівномірного вибору місця паркування виведено лінійну залежність у явній формі.

Деякі досліджувачі підійшли до проблематики з іншої сторони. Наприклад, у роботі [6] Коффман та ін. виконали аналіз моделі з он-лайн паркуванням за Пуассонівським процесом як для вибору місця прибуття, так і для моменту прибуття. Таким чином, починаючи с часу 0 одиничні інтервали прибувають на \mathbb{R}^+ з імовірністю $\Delta t \Delta y + o(\Delta t \Delta y)$ потрапити на проміжок $[y, y + \Delta y]$ між часом t та $t + \Delta t$. При фіксованій довжині парковки $x > 0$, інтервал приймається лише у тому випадку, якщо він потрапляє на $[0, x]$ та не перекривається з існуючими на цей час інтервалами. Далі досліджується кількість $N_x(t)$ інтервалів, прийнятих до моменту t включно. Для такої моделі було проведено виведення, дещо аналогічне виведенню для класичної моделі Реньї у праці [2], і було показано, що при $x \rightarrow \infty$, $\mathbb{E}N_x(t) \rightarrow \alpha(t)x$ і $\mathbb{D}N_x(t) \rightarrow \mu(t)x$ рівномірно на $t \in (0, T)$ для деякого фіксованого T , де $\alpha(t)$ та $\mu(t)$ задані явними, хоча і достатньо складними формулами. Використовуючи цю асимптотику, було доведено асимптотичну нормальність $N_x(t)$ для фіксованого t :

$$\frac{N_x - m(x)}{\sigma(x)} \xrightarrow{d} N(0, 1), \quad x \rightarrow \infty. \quad (1.5)$$

У наступній своїй праці [7] Коффман та ін. досліджували ту саму модель з Пуассонівським процесом, але розглядали частину вільних проміжків довжини не більше y . Якщо позначити через $p(t, y)$ границю при $x \rightarrow \infty$ частини вільних проміжків на момент t , то було доведено наступний результат:

$$p(t, y) = \begin{cases} \frac{2 \int_0^t (1 - e^{-vy}) \beta(v) dv}{\alpha(t)}, & y \leq 1, \\ p(t, 1) + \frac{(1 - e^{-t(y-1)}) t \beta(t)}{\alpha(t)}, & y > 1, \end{cases} \quad (1.6)$$

$$\text{де } \alpha(t) = \int_0^t t \beta(v) dv \text{ і } \beta(t) = \exp \left(-2 \int_0^t \frac{1 - e^{-v}}{v} dv \right).$$

У наступних роботах розглянуто моделі, що заповнюють інтервал повністю. Наприклад, у праці Юлія Баришнікова та Олександра Гнедіна [8] було

розглянуто модель заповнення інтервалу $[0, 1]$ інтервалами зі змінною довжиною за наступним законом:

$$P \{I \subset [x, 1 - y]\} = (1 - x - y)^\alpha, \quad (x, y) \in \Delta, \quad (1.7)$$

де $\alpha > 1$ та $\Delta = \{(x, y) | x \geq 0, y \geq 0, x + y \leq 1\}$. Розглядається асимптотика кількості інтервалів, що були прийняті після n спроб.

У більш сучасній роботі [9] парковка заповнюється інтервалами довжини 2, після виснаження, вільні проміжки заповнюються одиничними інтервалами, на наступній ітерації інтервалами довжини $\frac{1}{2}$, і т.д. Розглядається швидкість виснаження парковки, а саме величина $\frac{L_{n+1}}{L_n}$, де L_n – очікувана сумарна довжина вільних проміжків після n ітерацій. Доводиться, що

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{L_{n+1}}{L_n} = R_{\frac{1}{2}} \approx 0.61. \quad (1.8)$$

Частину досліджень присвячено дискретним моделям. Наприклад, у роботі [10] було розглянуто паркування у два ряди цілочисельної сітки \mathbb{Z} , а в праці [11] автомобілі паркуються на вершини випадкового дерева. Робота Пояркова присвячена визначенню нижньої межі кількості розміщених кубів для процесу паркування d -розмірних кубів зі стороною 2 в d -розмірний куб зі стороною 4 до моменту сатурації. При чому куби з ребром довжини 2 паралельні сторонам великого кубу, і центри знаходяться в цілих точках. Доводиться, що середня кількість малих кубів не менша за $\left(\frac{3}{2}\right)^d$.

У роботі Пенроуза [12] розглядається процес пакування одиничних куль в великий куб, аналогічно моделі Реньї, але з будь-якою розмірністю. Доводиться ЗВЧ та ЦГТ для кількості розміщених куль в термодинамічній границі.

1.2 Обґрунтування вибору напрямку дослідження

В цитованих роботах одержані досить загальні теоретичні результати в різних моделях, які істотно узагальнюють класичну модель Реньї. В той же час, розгляд настільки загальних задач часто унеможливорює отримання конкретних констант, що з'являються в асимптотичних розкладах для різних характеристик досліджуваних моделей. Тому актуальним залишається вивчення таких узагальнень моделі Реньї, які дозволяють одержувати точні результати.

Прикладом такого узагальнення є наступна модель. Будемо вважати, що закон розподілу, згідно з яким кожний автомобіль обирає місце паркування, є не рівномірним, а сумішшю рівномірного та виродженого розподілу в лівому кінці вільного проміжку.

Наведена модель паркування допускає наступну інтерпретацію. Припустимо, що кожний водій відноситься до однієї з двох категорій – ”досвідчених”, частка яких становить p , або ”недосвідчених”, частка яких становить $1 - p$. Досвідчені водії намагаються припаркувати свої машини впритул до вже припаркованих раніше, в той час як недосвідчені паркуються в будь-якій точці вільного проміжку згідно з рівномірним розподілом.

Науковий інтерес представляє дослідження асимптотичної поведінки такої моделі, а також визначення старших моментів розподілу частки зайнятого проміжку.

Для такої моделі не можна застосувати теорію, описану в роботі Нея [5], адже не виконуються умови регуляризації, що необхідні для ствердження лінійної асимптотичності першого моменту. Проте можливо застосувати апарат перетворень Лапласа та пов'язані з ним теореми.

Висновки до розділу

У цьому розділі було наведено інформацію про результат Реньї стосовно проблеми парковки та пакування. Було опрацьовано існуючу літературу та проаналізовано існуючі підходи. Наведено обґрунтування вибору напрямку дослідження.

РОЗДІЛ 2 АСИМПТОТИЧНА ОЦІНКА МОМЕНТІВ ЗАПОВНЕНОСТІ ІНТЕРВАЛУ

2.1 Ввідні позначення

Для початку вважатимемо, що у нас одновимірна парковка довжини x , на якій розташовуються автомобілі, довжини 1 кожен. Для спрощення будемо вважати, що водії прибувають на парковку по черзі, і залишають там свій автомобіль. Процес продовжується до того моменту, допоки парковка не заповниться. Тобто, не залишиться вільного відрізка довжини не менше за 1. Через N_x позначимо кількість автомобілів на парковці в термінальному стані. Якщо N_x – випадкова величина, то через $m(X)$ будемо позначати $\mathbb{E}N_x$.

2.2 Дослідження крайових випадків

В цьому підрозділі буде розглянуто 3 моделі поведінки водіїв для того, щоб отримати певні оцінки для значень N_x .

Перша модель припускає, що всі водії «чемні» та ставлять свій автомобіль скраю вільної частини парковки, наприклад, зліва. Зрозуміло, що це найбільш оптимальний випадок, тобто така модель дозволить припаркувати рівно стільки автомобілів, скільки взагалі може вміститися на парковці.

Друга модель припускає, що всі водії, навпаки, намагаються зайняти якомога більше місця, і тому відступають від краю вільної зони максимально можливий проміжок, в який не вміститься інший автомобіль.

Третя модель припускає, що водії ставлять свої автомобілі посередині вільного проміжку. Ця модель не є крайнім випадком, але є досить цікавою реалізацією процесу паркування.

Всі 3 моделі схематично зображені на Рис. 2.1.

Тепер необхідно визначити результати для цих моделей. Для першої моделі відповідь досить очевидна:

$$N_x = [x] \quad (2.1)$$

Для другої моделі для спрощення вважатимемо, що усі водії стають зліва вільної частини. Тоді у перших $[\frac{x}{2}]$ авто зліва буде відповідний проміжок розміром майже 1 (нехай рівно 1 – границя), а також, якщо виконується нерівність $x - 2 * [\frac{x}{2}] \geq 1$, то можна вмістити ще 1 автомобіль. Остання нерівність виконується тільки якщо $[x]$ – непарне число. Але тоді $[\frac{x+1}{2}] = 2 * [\frac{x}{2}] + 1$. А якщо x – парне, то $[\frac{x}{2}] = [\frac{x+1}{2}]$, і це допоможе уникнути системи у відповіді. Отже, для другої моделі:

$$N_x = \left\lceil \frac{x+1}{2} \right\rceil \quad (2.2)$$

Для визначення відповіді для третьої моделі треба навести кілька спостережень:

$$x < 1 \Rightarrow N_x = 0; \quad 1 \leq x < 3 \Rightarrow N_x = 1. \quad (2.3)$$

$$N_x = 2 * F\left(\frac{x-1}{2}\right) + 1, \quad x \geq 1. \quad (2.4)$$

Перше твердження очевидне, а друге випливає з того, що ставлячи автомобіль посередині вільного проміжку довжини x , ми отримуємо два нових вільних проміжка довжини $\frac{x-1}{2}$. Використовуючи наведені факти, спробуємо довести, що

$$N_x = 2^k - 1, \quad x \in [2^k - 1, 2^{k+1} - 1), \quad k \in \mathbb{N} \cup \{0\} \quad (2.5)$$

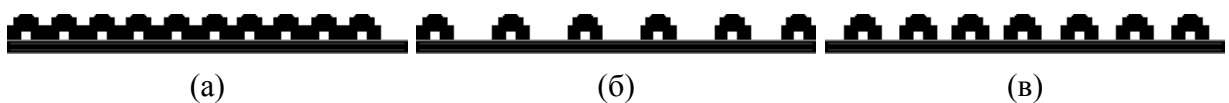


Рисунок 2.1 – Схематичне зображення першої (а), другої (б), та третьої (в) не випадкових моделей

Доведення. Скористаємось методом математичної індукції. База індукції доведена, спираючись на спостереження (2.3). Нехай твердження доведено для k , доведемо його для $k + 1$.

$$x \in [2^{k+1} - 1, 2^{k+2} - 1) \Rightarrow \frac{x - 1}{2} \in [2^k - 1, 2^{k+1} - 1) \quad (2.6)$$

Оскільки виконується (2.4), і для k виконується (2.5) за припущенням, то маємо:

$$N_x = 2 * F\left(\frac{x - 1}{2}\right) + 1 = 2 * (2^k - 1) + 1 = 2^{k+1} - 2 + 1 = 2^{k+1} - 1. \quad (2.7)$$

Перехід індукції доведено. □

2.3 Опис необхідного математичного апарату для подальшого дослідження

2.3.1 Асимптотична поведінка функції

Нехай f та g – дві функції, визначені в деякому проколотому околі $\dot{U}(x_0)$ точки x_0 , причому в цьому околі g не обертається в 0.

Означення 2.3.1: $f \in \mathcal{O}$ -великим від g [14] при $x \rightarrow x_0$, якщо

$$\exists C > 0 \forall x \in \dot{U}(x_0) : |f(x)| < C|g(x)|. \quad (2.8)$$

Означення 2.3.2: $f \in o$ -малим від g [14] при $x \rightarrow x_0$, якщо

$$\forall \varepsilon > 0 \exists \dot{U}_\varepsilon(x_0) \forall x \in \dot{U}_\varepsilon(x_0) : |f(x)| < \varepsilon|g(x)|. \quad (2.9)$$

Означення 2.3.3: f є еквівалентним g [14] ($f \sim g$) при $x \rightarrow x_0$, якщо

$$\lim_{x \rightarrow x_0} \frac{f(x)}{g(x)} = 1.$$

2.3.2 Теорема Таубера

Означення 2.3.4: Функція $L : [0, +\infty) \rightarrow \mathbb{R}$ – повільно змінна на нескінченності, якщо для $\forall x > 0$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{L(tx)}{L(t)} = 1.$$

Означення 2.3.5: Функція $L : [0, +\infty) \rightarrow \mathbb{R}$ – повільно змінна в 0, якщо $L(\frac{1}{x})$ – повільно змінна на нескінченності.

Нехай $u(t) \geq 0$ – така функція, що має зображення Лапласа. Нехай $U(t) = \int_0^t u(s)ds$ і $\mathcal{L}\{u(t)\} = \omega(\tau)$.

Тоді має місце наступна теорема [20, ст. 445].

Теорема 2.3.1 (Тауберівська теорема Феллера): Нехай L – повільно змінна на нескінченності і $0 \leq \rho < +\infty$. Тоді наступні два твердження тотожні:

$$\omega(\tau) \sim \tau^{-\rho} L(1/\tau), \quad \tau \rightarrow 0 \quad (2.10)$$

$$U(t) \sim \frac{1}{\Gamma(\rho + 1)} t^\rho L(t), \quad t \rightarrow +\infty. \quad (2.11)$$

Досить цікавим зауваженням до цієї теореми є те, що можна змінити границі на протилежні, тобто $\tau \rightarrow \infty$, $t \rightarrow 0$ [20, ст. 445].

Теорема 2.3.2: Твердження теореми (2.3.1) залишається вірним, якщо поміняти місцями 0 та ∞ , тобто $\tau \rightarrow \infty$, $t \rightarrow 0$ (і, відповідно, L – повільно змінна в 0).

2.4 Дослідження моделі з вибором місця для авто за сумішню рівномірного та розподілу Бернуллі

В цій моделі водії вибирають місце для автомобіля, керуючись наступним правилом:

- з ймовірністю p водій ставить автомобіль в правому кінці вільного проміжку,
- з ймовірністю $q = 1 - p$ водій вибирає місце керуючись рівномірним розподілом.

2.4.1 Виведення інтегрального рівняння

Нескладно переконатись, що порядок вибору вільних проміжків водіями не впливає на результат, тому будемо вважати, що після паркування одного автомобіля парковка розбивається на 2 частини, і після цього спочатку заповнюється ліва частина, а потім права.

Необхідно визначити $m_p(x) = \mathbb{E}F(x)$. Нехай $\xi \sim Uniform(0, x - 1)$ – випадкова величина, що визначає положення лівого краю першого автомобіля на парковці у випадку вибору місця за рівномірним розподілом. Тоді

маємо наступну тотожність:

$$\begin{aligned} m_p(x) &= p(1 + m_p(x-1)) + q(1 + \mathbb{E}(\mathbb{E}(F(\xi) + F(x-1-\xi)|\xi))) = \\ &= 1 + pm_p(x-1) + q \int_0^{x-1} m_p(t) \frac{1}{x-1} dt + q \int_0^{x-1} m_p(x-t-1) \frac{1}{x-1} dt \end{aligned}$$

Так як

$$\int_0^{x-1} m_p(x-t-1) dt = \langle u = x-t-1 \rangle = - \int_{x-1}^0 m_p(u) du = \int_0^{x-1} m_p(u) du,$$

то

$$m_p(x) = 1 + pm_p(x-1) + \frac{2q}{x-1} \int_0^{x-1} m_p(t) dt. \quad (2.12)$$

Для зручності зробимо заміну $x \rightarrow x+1$. Отримаємо

$$m_p(x+1) = 1 + pm_p(x) + \frac{2q}{x} \int_0^x m_p(t) dt, \quad \forall x > 0 \quad (2.13)$$

Таким чином, отримали інтегральне рівняння. До того ж, відомо, що

$$m_p(x) \equiv 0, \quad x \in [0; 1). \quad (2.14)$$

Спираючись на (2.1) та (2.2), маємо обмеження на $m(x)$:

$$\left[\frac{x+1}{2} \right] \leq m_p(x) \leq [x]. \quad (2.15)$$

З цієї нерівності випливає, що якщо є якась асимптотика у функції $m_p(x)$, то вона порядку x , тобто

$$m_p(x) \sim C_p \cdot x \text{ при } x \rightarrow +\infty, \quad C_p \in [0.5; 1]. \quad (2.16)$$

2.4.2 Перехід до зображення Лапласа

Спробуємо розв'язати (2.13) за допомогою перетворення Лапласа.

Оскільки виконується (2.15), то зображення Лапласа для $m_p(x)$ існує. До того ж, за властивістю (??):

$$\mathcal{L} \{m_p(x+1)\} = \langle (2.14) \rangle = \mathcal{L} \{m_p(x+1)\eta(x+1)\} = e^s M_p(s). \quad (2.17)$$

Оскільки $m_p(x) \leq x$, то $\int_0^x m_p(t) dt < x^2$, тобто для інтегралу від $m_p(x)$ зображення також існує, за властивістю (??):

$$\mathcal{L} \left\{ \int_0^x m_p(t) dt \right\} = \frac{M_p(s)}{s}.$$

Аналогічно доводиться, що $\frac{1}{x} \int_0^x m_p(t) dt < x$ при $x > 0$, а тому зображення Лапласа для цього виразу також існує. Тоді за властивістю (??):

$$\mathcal{L} \left\{ \frac{2}{x} \int_0^x m_p(t) dt \right\} = 2 \int_s^\infty \frac{M_p(u)}{u} du.$$

Таким чином, отримали інтегральне рівняння в термінах зображення Лапласа, яке вже можна розв'язати, адже нема зсуву:

$$e^s M_p(s) = p M_p(s) + 2q \int_s^\infty \frac{M_p(u)}{u} du + \frac{1}{s}. \quad (2.18)$$

Продиференціюємо обидві частини рівняння відносно s :

$$e^s M_p(s) + e^s \dot{M}_p(s) = p \dot{M}_p(s) - 2q \frac{M_p(s)}{s} - \frac{1}{s^2}. \quad (2.19)$$

Виразимо $\dot{M}_p(s)$ з цього рівняння:

$$\dot{M}_p(s) = -M_p(s) \left(\frac{e^s}{e^s - p} + \frac{2q}{s(e^s - p)} \right) - \frac{1}{s^2(e^s - p)}. \quad (2.20)$$

Розв'яжемо отримане диференційне рівняння. Спочатку розв'яжемо однорідну частину:

$$\begin{aligned} \dot{M}_p^h(s) &= -M_p^h(s) \left(\frac{e^s}{e^s - p} + \frac{2q}{s(e^s - p)} \right) \\ \frac{\dot{M}_p^h(s)}{M_p^h(s)} &= - \left(\frac{e^s}{e^s - p} + \frac{2q}{s(e^s - p)} \right) \\ \int_1^s \frac{\dot{M}_p^h(u)}{M_p^h(u)} du &= - \int_1^s \left(\frac{e^u}{e^u - p} + \frac{2q}{u(e^u - p)} \right) du \\ \ln M_p^h(u) \Big|_1^s &= - \int_1^s \frac{e^u}{e^u - p} du - 2 \int_1^s \frac{q}{u(e^u - p)} du. \end{aligned}$$

Позначимо

$$Q_p(s) := \int_1^s \frac{q}{u(e^u - p)} du. \quad (2.21)$$

Оскільки

$$\begin{aligned}
 \int_1^s \frac{e^u}{e^u - p} du &= \langle u = e^u - p, du = e^u du = (u + p) du \rangle = \\
 &= \int_{e-p}^{e^s-p} \frac{u+p}{u} (u+p)^{-1} du = \int_{e-p}^{e^s-p} \frac{du}{u} = \\
 &= \log(e^s - p) - \log(e - p) = \log \frac{e^s - p}{e - p},
 \end{aligned}$$

то

$$\begin{aligned}
 \ln M_p^h(s) &= \ln M_p^h(1) - \log \frac{e^s - p}{e - p} - 2Q_p(s), \\
 M_p^h(s) &= M_p^h(1) \cdot \frac{e - p}{e^s - p} \cdot e^{-2Q_p(s)} \cdot \text{const.}
 \end{aligned}$$

Оскільки $M(1)$ та $(e - p)$ можна включити в константу, то маємо розв'язок

$$M_p^h(s) = C \cdot ((e^s - p)e^{2Q_p(s)})^{-1}, \quad \forall C \in \mathbb{R}. \quad (2.22)$$

Дійсно, перевіримо цей розв'язок:

$$\begin{aligned}
 \dot{M}_p^h(s) &= C \cdot \frac{\partial}{\partial s} \left(\frac{1}{(e^s - p)e^{2Q_p(s)}} \right) = \\
 &= -C \cdot \left(\frac{1}{(e^s - p)e^{2Q_p(s)}} \right)^2 \cdot \left(e^s + (e^s - p) \frac{2q}{s(e^s - p)} \right) e^{2Q_p(s)} = \\
 &= -C \cdot ((e^s - p)e^{2Q_p(s)})^{-1} \cdot \left(\frac{e^s}{e^s - p} + \frac{2q}{s(e^s - p)} \right) = \\
 &= -M_p^h(s) \cdot \left(\frac{e^s}{e^s - p} + \frac{2q}{s(e^s - p)} \right).
 \end{aligned}$$

Нескладно помітити, що отримали вихідне рівняння. Тепер застосуємо метод варіації довільних сталих:

$$M_p(s) = C(s) \cdot ((e^s - p)e^{2Q_p(s)})^{-1}.$$

Продиференціювавши відносно s , отримаємо:

$$\begin{aligned} \dot{M}_p(s) = \dot{C}(s) \cdot ((e^s - p)e^{2Q_p(s)})^{-1} - \\ - C(s) ((e^s - p)e^{2Q_p(s)})^{-1} \left(\frac{e^s}{e^s - p} + \frac{2q}{s(e^s - p)} \right). \end{aligned}$$

З іншої сторони, з (2.20) маємо

$$\dot{M}_p(s) = -C(s) ((e^s - p)e^{2Q_p(s)})^{-1} \left(\frac{e^s}{e^s - p} + \frac{2q}{s(e^s - p)} \right) - \frac{1}{s^2(e^s - p)}.$$

Тому

$$\dot{C}(s) = -((e^s - p)e^{2Q_p(s)}) \cdot \frac{1}{s^2(e^s - p)} = -\frac{e^{2Q_p(s)}}{s^2}.$$

Тоді простим інтегруванням в межах від 1 до s отримуємо:

$$C(s) = - \int_1^s \frac{e^{2Q_p(u)}}{u^2} du + const. \quad (2.23)$$

І тоді отримуємо вираз для $M_p(s)$:

$$\begin{aligned} M_p(s) &= - \left(\int_1^s \frac{e^{2Q_p(u)}}{u^2} du + \text{const} \right) ((e^s - p)e^{2Q_p(s)})^{-1} = \\ &= - \left(\int_1^s \frac{e^{2Q_p(u)}}{u^2} du + K \right) \frac{1}{(e^s - p)e^{2Q_p(s)}}, \quad K \in \mathbb{R}. \end{aligned}$$

Перевіримо отриманий результат:

$$\begin{aligned} \dot{M}_p(s) &= - \frac{\partial}{\partial s} \left(\int_1^s \frac{e^{2Q_p(u)}}{u^2} du + K \right) \frac{1}{(e^s - p)e^{2Q_p(s)}} - \\ &- \left(\int_1^s \frac{e^{2Q_p(u)}}{u^2} du + K \right) \left(\frac{1}{(e^s - p)e^{2Q_p(s)}} \right)' = - \frac{e^{2Q_p(s)}}{s^2} \frac{1}{(e^s - p)e^{2Q_p(s)}} + \\ &- \left(\int_1^s \frac{e^{2Q_p(u)}}{u^2} du + K \right) ((e^s - p)e^{2Q_p(s)})^{-1} \cdot \left(\frac{e^s}{e^s - p} + \frac{2q}{s(e^s - p)} \right) = \\ &= - \frac{1}{s^2(e^s - p)} - M_p(s) \left(\frac{e^s}{e^s - p} + \frac{2q}{s(e^s - p)} \right). \end{aligned}$$

Перевірено. Тоді остаточний результат без вирахування константи:

$$M_p(s) = \left(\int_s^1 \frac{e^{2Q_p(u)}}{u^2} du + K \right) \frac{1}{(e^s - p)e^{2Q_p(s)}}. \quad (2.24)$$

Спираючись на (2.17), маємо

$$\mathcal{L} \{m_p(x+1)\} = \tilde{M}_p(s) = \left(\int_s^1 \frac{e^{2Q_p(u)}}{u^2} du + K \right) \frac{e^s}{e^s - p} e^{-2Q_p(s)}. \quad (2.25)$$

За властивістю перетворення Лапласа $\tilde{M}_p(s) \rightarrow 0, s \rightarrow +\infty$. Можна навести твердження про границю у правосторонньому секторі, обмеженому двома похилими прямими з обмеженим кутом нахилу.

Розглянемо $Q_p(s)$ (s розглядаємо на дійсній вісі):

$$\begin{aligned} Q_p(s) &= \int_1^s \frac{1-p}{u(e^u - p)} du < \int_1^\infty \frac{1-p}{u(e^u - p)} du < \int_1^\infty \frac{1-p}{e^u - p} du < \\ &< \int_1^\infty \frac{1}{e^u} du = \exp(-1) - \exp(-\infty) = \exp(-1). \end{aligned} \quad (2.26)$$

Останній перехід нерівності пояснюється досить просто:

$$\frac{1-p}{u-p} < \frac{1}{p}, \quad u > 1 \Leftrightarrow u - up = u(1-p) < u - p, \quad u > 1.$$

Тобто $Q_p(s)$ - обмежена на $[1; \infty]$. Тому обмеженими на цій вісі будуть і $e^{\pm 2Q_p(s)}$. Також зрозуміло, що якщо інтегрувати по дійсній вісі, то $Q_p(s)$ - монотонно зростаюча за s . Тому

$$0 = \tilde{M}_p(\infty) = \lim_{s \rightarrow \infty} \tilde{M}_p(s) = \left(\int_\infty^1 \frac{e^{2Q_p(u)}}{u^2} du + K \right) \lim_{s \rightarrow \infty} e^{-2Q_p(s)}. \quad (2.27)$$

Тут $\lim_{s \rightarrow \infty} e^{-2Q_p(s)} = \text{const} > 0$, тому маємо, що

$$K = - \int_\infty^1 \frac{e^{2Q_p(u)}}{u^2} du = \int_1^\infty \frac{e^{2Q_p(u)}}{u^2} du. \quad (2.28)$$

Таким чином, отримали нову версію $M_p(s)$:

$$\begin{aligned} M_p(s) &= \left(\int_s^1 \frac{e^{2Q_p(u)}}{u^2} du + K \right) \frac{1}{(e^s - p)e^{2Q_p(s)}} = \\ &= \frac{1}{(e^s - p)e^{2Q_p(s)}} \int_s^\infty \frac{e^{2Q_p(u)}}{u^2} du. \end{aligned} \quad (2.29)$$

2.4.3 Застосування тауберівської теореми

Для знаходження асимптотики $m_p(x)$ на нескінченності, за теоремою Таубера (2.3.1) необхідно визначити асимптотику $M_p(s)$ при $s \rightarrow 0$.

Якщо знайти такі $C \in \mathbb{R}$ та $\delta \in \mathbb{R}^+$, що $M_p(s) \sim C \cdot s^{-\delta}$, $s \rightarrow 0$, то можна стверджувати, що $\int_0^x m_p(x) dx \sim \frac{1}{\Gamma(\delta+1)} C x^\delta$, $x \rightarrow \infty$. Вже зараз зрозуміло, що $\delta = 2$, адже теорема справедлива в обидва боки і виконується (2.16).

Для цього розглянемо поведінку в нулі трьох множників, з яких складається $M_p(s)$, а саме:

$$M_p(s) = \frac{1}{(e^s - p)} \cdot \frac{1}{e^{2Q_p(s)}} \cdot \int_s^\infty \frac{e^{2Q_p(u)}}{u^2} du.$$

Щодо першого множнику, то в 0 він, очевидно, прямує до $\frac{1}{1-p}$.

Для наступного аналізу доведемо деякі леми.

Лема 2.4.1: $e^{-2Q_p(s)}$ поводитья як s^{-2} в 0, з точністю до константи, а саме:

$$\lim_{s \rightarrow 0} \frac{e^{-2Q_p(s)}}{s^{-2}} = \exp \left(-2 \int_0^1 \frac{e^u - 1}{u(e^u - p)} du \right). \quad (2.30)$$

Доведення. Для знаходження границі прологарифмуємо вираз. Отримаємо:

$$\begin{aligned} 2 \ln s - 2Q_p(s) &= 2 \ln s - 2 \int_1^s \frac{1-p}{u(e^u - p)} du = 2 \int_1^s \frac{1}{u} du - \\ &- 2 \int_1^s \frac{1-p}{u(e^u - p)} du = 2 \int_1^s \frac{e^u - 1}{u(e^u - p)} du = -2 \int_s^1 \frac{e^u - 1}{u(e^u - p)} du. \end{aligned}$$

Тепер, підвівши до експоненти обидві частини, отримаємо:

$$\frac{e^{-2Q_p(s)}}{s^{-2}} = \exp \left(-2 \int_s^1 \frac{e^u - 1}{u(e^u - p)} du \right).$$

Якщо довести, що інтеграл

$$-2 \int_0^1 \frac{e^u - 1}{u(e^u - p)} du$$

збігається, то лему буде доведено, адже експонента – неперервна функція, і можна переходити до границі під експонентою. Зрозуміло, що

$$-2 \int_s^1 \frac{e^u - 1}{u(e^u - p)} du$$

збігається для $\forall s \in (0; 1]$. Дійсно, оскільки $e^u - 1 < e^u - p$, підінтегральна функція $\frac{1-e^{-u}}{u}$ мажорується $\frac{1}{u}$, яка, в свою чергу, має скінченне значення інтегралу:

$$\int_s^1 \frac{1}{u} du = \ln 1 - \ln s = -\ln s, \quad s > 0.$$

Невизначеність виникає лише в точці 0. Знайдемо границю підінтегральної функції в точці 0:

$$\begin{aligned} \lim_{s \rightarrow 0} \frac{e^u - 1}{u(e^u - p)} &= \langle \text{правило Лопіталя для невизначеності } 0/0 \rangle = \\ &= \lim_{s \rightarrow 0} \frac{e^u}{ue^u + (e^u - p)} = \frac{1}{1-p}. \end{aligned}$$

Таким чином, підінтегральна функція обмежена в деякому ε -околі 0, тому інтеграл також збіжний, і лему доведено. \square

Лема 2.4.2: Функція

$$Q_p(s) = \int_1^s \frac{1-p}{u(e^u - p)} du$$

– обмежена на $[w; \infty]$, $w > 0$.

Доведення. На проміжку $[1; \infty]$ підінтегральна функція мажорується функцією e^{-u} (див. (2.26)), а на проміжку $[w; 1]$ – функцією $\frac{1}{u}$, адже $1 - p < e^u - p$, $u > 0$. Тому, аналогічно доведенню попередньої леми, інтеграл буде

збіжний, і:

$$Q_p(s) \leq \int_1^{\infty} e^{-u} du = \exp(-1), \quad s \geq 1,$$

$$Q_p(s) \leq \int_w^1 \frac{1}{u} du = -\ln w, \quad s \in [w; 1].$$

Таким чином, $Q_p(s) \leq \max\{-\ln w, \exp(-1)\}$. □

Лема 2.4.3: Інтеграл

$$\int_0^{\infty} \frac{e^{2Q_p(u)}}{u^2} du$$

– збіжний.

Доведення. Спираючись на лему (2.4.1), маємо, що підінтегральна функція прямує до деякої константи при $u \rightarrow 0$, оскільки є обернено пропорційною до функції з тої лем. Тому в деякому проколотому ε -околі точки 0 підінтегральна функція буде обмежена. На інтервалі $[\varepsilon; \infty]$ за лемою (2.4.2), $Q_p(u)$ – обмежена, а тому і $\exp(2Q_p(u))$ також. Тому збіжність на інтервалі $[\varepsilon; \infty]$ виконується, якщо збігається інтеграл

$$\int_{\varepsilon}^{\infty} \frac{1}{u^2} du.$$

А його збіжність – відомий факт. □

Таким чином, спираючись на доведені леми, маємо при $s \rightarrow 0$:

$$\begin{aligned}
M_p(s) &\sim \frac{s^{-2}}{1-p} \cdot \exp \left(-2 \int_0^1 \frac{e^u - 1}{u(e^u - p)} du \right) \int_0^\infty \frac{e^{2Q_p(u)}}{u^2} du = \\
&= \frac{s^{-2}}{1-p} \cdot \exp \left(-2 \int_0^1 \frac{e^u - 1}{u(e^u - p)} du \right) \times \\
&\times \int_0^\infty \exp \left(2 \int_1^u \frac{1-p}{\tau(e^\tau - p)} d\tau - 2 \ln u \right) du = \\
&= \frac{s^{-2}}{1-p} \cdot \exp \left(-2 \int_0^1 \frac{e^u - 1}{u(e^u - p)} du \right) \times \\
&\times \int_0^\infty \exp \left(2 \int_1^u \frac{1-p}{\tau(e^\tau - p)} d\tau - 2 \int_1^u \frac{1}{\tau} d\tau \right) du = \\
&= \frac{s^{-2}}{1-p} \cdot \exp \left(-2 \int_0^1 \frac{e^u - 1}{u(e^u - p)} du \right) \times \\
&\times \int_0^\infty \exp \left(-2 \int_1^u \frac{e^\tau - 1}{\tau(e^\tau - p)} d\tau \right) du = \\
&= \frac{s^{-2}}{1-p} \cdot \int_0^\infty \exp \left(-2 \int_0^1 \frac{e^\tau - 1}{\tau(e^\tau - p)} d\tau - 2 \int_1^u \frac{e^\tau - 1}{\tau(e^\tau - p)} d\tau \right) du.
\end{aligned}$$

Склавши інтеграли під експонентою, отримаємо:

$$M_p(s) \sim s^{-2} \cdot \underbrace{\frac{1}{1-p} \int_0^\infty \exp \left(-2 \int_0^u \frac{e^\tau - 1}{\tau(e^\tau - p)} d\tau \right) du}_{\text{збігається, не залежить від } s}, \quad s \rightarrow 0. \quad (2.31)$$

Тепер, за теоремою Таубера маємо при $x \rightarrow \infty$:

$$\int_0^x m_p(x) dx \sim \frac{1}{(1-p)\Gamma(2+1)} \int_0^\infty \exp \left(-2 \int_0^u \frac{e^\tau - 1}{\tau(e^\tau - p)} d\tau \right) du \cdot x^2. \quad (2.32)$$

Або, продиференціювавши обидві частини, отримаємо:

$$m_p(x) \sim \frac{2}{(1-p)\Gamma(2+1)} \int_0^\infty \exp \left(-2 \int_0^u \frac{e^\tau - 1}{\tau(e^\tau - p)} d\tau \right) du \cdot x.$$

$$m_p(x) \sim \frac{1}{1-p} \int_0^\infty \exp \left(-2 \int_0^u \frac{e^\tau - 1}{\tau(e^\tau - p)} d\tau \right) du \cdot x, \quad x \rightarrow \infty. \quad (2.33)$$

Тут була можливість диференціювати обидві частини за правилом Лопіталя, адже має місце невизначеність ∞/∞ .

Таким чином було доведено, що $m_p(x) \sim C_p \cdot x$ при $x \rightarrow \infty$, де

$$C_p = \frac{1}{1-p} \int_0^\infty \exp \left(-2 \int_0^u \frac{e^\tau - 1}{\tau(e^\tau - p)} d\tau \right) du. \quad (2.34)$$

2.5 Покращення асимптотичної оцінки

Нескладно помітити, що $\mu_p(x) = Cx - \frac{1-C}{1-p}$ є розв'язком рівняння (2.13) $\forall C \in \mathbb{R}$:

$$\begin{aligned} & 1 + \frac{2(1-p)}{x} \int_0^x \mu_p(t) dt + p\mu_p(x) = \\ &= 1 + \frac{2(1-p)}{x} \int_0^x \left\{ Ct - \frac{1-C}{1-p} \right\} dt + p \left(Cx - \frac{1-C}{1-p} \right) = \\ &= 1 + (1-p)Cx - 2(1-C) + pCx - \left(\frac{1}{1-p} - 1 \right)(1-C) = \\ &= C(x+1) - \frac{1-C}{1-p} = \mu_p(x+1). \end{aligned}$$

Тому резонно апроксимувати досліджувану функцію $m_p(x)$ використовуючи функцію μ_p . Далі буде доведено наступне твердження:

$$\lim_{x \rightarrow \infty} \left(m(x) - C_p x + \frac{1-C_p}{1-p} \right) = 0. \quad (2.35)$$

2.5.1 Виведення розкладу Тейлора для зображення Лапласа

Нескладно помітити, що

$$\begin{aligned} Q_p(s) &= \int_1^s \frac{1-p}{u(e^u - p)} du = \int_1^s \frac{1}{u} du - \int_1^s \frac{e^u - 1}{u(e^u - p)} du = \\ &= \ln(s) - \int_1^s \frac{e^u - 1}{u(e^u - p)} du. \end{aligned} \quad (2.36)$$

Тоді з (2.36) та (2.29) маємо

$$M_p(s) = \frac{e^{-2Q_p(s)}}{(e^s - p)} \int_s^\infty \frac{e^{2Q_p(u)}}{u^2} du =$$

$$\frac{s^{-2}}{e^s - p} \exp \left(2 \int_1^s \frac{e^u - 1}{u(e^u - p)} du \right) \int_s^\infty \exp \left(-2 \int_1^u \frac{e^\tau - 1}{\tau(e^\tau - p)} d\tau \right) du.$$

Оскільки $e^u - 1 \sim u$, $u \rightarrow 0$, то інтеграл $\int_0^1 \frac{e^u - 1}{u(e^u - p)} du$ існує для $\forall p < 1$.

Отже, можна винести з-під інтегралу константу $\exp \left(\int_0^1 \frac{e^u - 1}{u(e^u - p)} du \right)$.

$$M_p(s) = \frac{s^{-2}}{e^s - p} \exp \left(2 \int_0^s \frac{e^u - 1}{u(e^u - p)} du \right) \int_s^\infty \exp \left(-2 \int_0^u \frac{e^\tau - 1}{\tau(e^\tau - p)} d\tau \right) du =$$

$$= \frac{s^{-2}}{e^s - p} \exp \left(2 \int_0^s \frac{e^u - 1}{u(e^u - p)} du \right) \left[(1 - p)C_p - \int_0^s \exp \left(-2 \int_0^u \frac{e^\tau - 1}{\tau(e^\tau - p)} d\tau \right) du \right].$$

Оскільки $s^2 M_p(s)$ — аналітична функція на $\Re s > \sigma$, де $\sigma < 0$ при $p < 1$, то з розкладу в ряд Тейлора випливає

$$M_p(s) = \frac{C_p}{s^2} + \frac{\frac{\partial}{\partial s}(s^2 M_p(s))}{s} + \psi_p(s), \quad (2.37)$$

де $\psi_p(s)$ — аналітична на $\Re s > \sigma$. Позначимо через $R_p(s) = \int_0^s \frac{e^u - 1}{u(e^u - p)} du$, тоді

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial s}(s^2 M_p(s)) &= -\frac{e^s}{(e^s - p)^2} \left[(1 - p)C_p e^{2R_p(s)} - \int_0^s e^{2(R_p(s) - R_p(u))} du \right] + \\ &+ \frac{1}{e^s - p} \left[\left((1 - p)C_p - \int_0^s e^{-R_p(u)} du \right) e^{2R_p(s)} \frac{2(e^s - 1)}{s(e^s - p)} - e^{2(R_p(s) - R_p(s))} \right]. \end{aligned}$$

Підставивши $s = 0$, отримаємо

$$\frac{\partial(s^2 M_p)}{\partial s}(0) = -\frac{1}{(1 - p)^2}(1 - p)C_p + \frac{1}{1 - p} [2C_p - 0 - 1] = \frac{C_p - 1}{1 - p}.$$

Таким чином,

$$M_p(s) = C_p s^{-2} - \frac{1 - C_p}{1 - p} s^{-1} + \psi_p(s). \quad (2.38)$$

2.5.2 Застосування зворотної формули Фур'є-Мелліна

У цьому параграфі буде виконано уточнення оцінки (2.35) за допомогою зворотної формули Фур'є-Мелліна. У роботі [19] цей результат сформульовано наступним чином.

Теорема 2.5.1 (Формула Фур'є-Мелліна): Нехай $f(t) = 0, t < 0, f(t) < Ce^{\alpha t}, \mathcal{L}\{f(t)\} = F(s)$. Тоді $\forall \sigma > \alpha$

$$f(t) = \frac{1}{2\pi i} \int_{\sigma - i\infty}^{\sigma + i\infty} e^{st} F(s) ds. \quad (2.39)$$

Наслідок 2.5.1: Нехай $0 < f(t) < Ce^{\alpha t}$, $\forall \alpha > 0$ і $F(s)$ — аналітична в півплощині $s > \sigma$, $\sigma < 0$. Тоді

$$f(t) = \frac{1}{2\pi i} \int_{-i\infty}^{+i\infty} e^{st} F(s) ds. \quad (2.40)$$

Доведення. Спочатку покажемо, що $|F(s)| < F(\Re s)$.

$$|F(s)| = \left| \int_0^\infty f(t) e^{-st} dt \right| \leq \int_0^\infty |f(t) e^{-st}| dt = \int_0^\infty f(t) e^{-t \Re s} dt = F(\Re s).$$

Тепер, оскільки F — аналітична в правій півплощині відносно σ , то за теоремою Коші [18] інтеграл по контуру, зображеному на Рис. 2.2 дорівнює нулю:

$$\int_{-iR}^{iR} F(s) e^{st} ds + \int_{iR}^{iR+\delta} F(s) e^{st} ds + \int_{iR+\delta}^{-iR+\delta} F(s) e^{st} ds + \int_{-iR+\delta}^{-iR} F(s) e^{st} ds = 0.$$

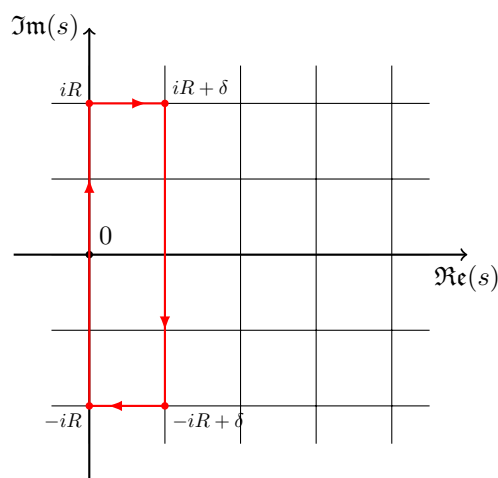


Рисунок 2.2 – Шлях інтегрування аналітичної функції $F(s)$

Позначимо $V(R) = \int_{-iR+\delta}^{iR+\delta} F(s)e^{st}ds$, $\forall 0 < \delta < 1$. Нескладно переконатися, що $\left| \int_{iR}^{iR+\delta} F(s)e^{st}ds \right| \leq \delta e^{\delta t} \max_{[0,1]} |F(\Re s)| \leq \delta \cdot \text{const}$. Тоді $\forall \delta > 0, \forall R > 0$

$$\left| \int_{-iR}^{iR} F(s)e^{st}ds - V(R) \right| \leq \delta \cdot \text{const}.$$

Зробимо граничний перехід $\delta \rightarrow 0$: оскільки через аналітичність $F(s)$ інтеграл $\int_{-iR}^{iR} F(s)e^{st}ds$ існує, то

$$\int_{-iR}^{iR} F(s)e^{st}ds = V(R).$$

Завершується доведення граничним переходом $R \rightarrow \infty$:

$$\lim_{R \rightarrow \infty} \frac{1}{2\pi i} \int_{-iR}^{iR} F(s)e^{st}ds = \lim_{R \rightarrow \infty} \frac{1}{2\pi i} V(R) = f(t).$$

□

Виходячи з рівняння (2.38), аналітичності $\psi_p(s)$ та наслідку (2.5.1), маємо наступне твердження:

$$m_p(x) = \frac{1}{2\pi i} \int_{\delta-i\infty}^{\delta+i\infty} M_p(s)e^{sx}ds = C_p x - \frac{1-C_p}{1-p} + \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \psi_p(it)e^{itx}dt. \quad (2.41)$$

Для подальшого виведення знадобиться наступна лема.

Лема 2.5.1: Нехай $p \in (0, 1)$, тоді виконуються наступні твердження:

$$\int_0^{2\pi} \frac{\cos \theta - p}{p^2 - 2p \cos \theta + 1} d\theta = 0, \quad (2.42)$$

$$\int_0^{2\pi} \frac{\sin \theta}{p^2 - 2p \cos \theta + 1} d\theta = 0. \quad (2.43)$$

Доведення. Друге рівняння доводиться досить тривіально:

$$\begin{aligned} \int_0^{2\pi} \frac{\sin \theta}{p^2 - 2p \cos \theta + 1} d\theta &= - \int_0^{\pi} \frac{d(\cos \theta)}{p^2 - 2p \cos \theta + 1} - \int_{\pi}^{2\pi} \frac{d(\cos \theta)}{p^2 - 2p \cos \theta + 1} = \\ &= \int_{-1}^1 \frac{du}{p^2 - 2pu + 1} - \int_{-1}^1 \frac{du}{p^2 - 2pu + 1} = 0. \end{aligned}$$

Для доведення першого рівняння знайдемо первісну підінтегральної функції. Нескладно переконатися, що

$$\int \frac{\cos \theta - p}{p^2 - 2p \cos \theta + 1} d\theta = \frac{2 \arctan \left(\frac{1+p}{1-p} \tan \frac{\theta}{2} \right) - \theta}{2p} = I(\theta), \quad -\pi < \theta < \pi.$$

Через періодичність $\cos \theta$ визначений інтеграл на $[0, 2\pi]$ дорівнює інтегралу на $[-\pi, \pi]$. Тоді

$$\begin{aligned} \int_{-\pi}^{\pi} \frac{\cos \theta - p}{p^2 - 2p \cos \theta + 1} d\theta &= I(\pi-) - I(-\pi+) = \\ &= \frac{2 \arctan(+\infty) - \pi - 2 \arctan(-\infty) - \pi}{2p} = 0. \end{aligned}$$

□

Наслідок 2.5.2: Нехай $p \in (0, 1)$, тоді наступні інтеграли існують:

$$\int_1^\infty \frac{\cos \theta - p}{\theta(p^2 - 2p \cos \theta + 1)} d\theta,$$

$$\int_1^\infty \frac{\sin \theta}{\theta(p^2 - 2p \cos \theta + 1)} d\theta.$$

Доведення. Наведемо доведення для інтегралу з косинусом, для другого цілком аналогічно. Розглянемо інтеграл на проміжку $[2\pi n + \arccos p, 2\pi(n + 1) + \arccos p]$:

$$\int_{2\pi n + \arccos p}^{2\pi(n+1) + \arccos p} \frac{\cos \theta - p}{\theta(p^2 - 2p \cos \theta + 1)} d\theta.$$

Оскільки на проміжку $[2\pi n + \arccos p, 2\pi(n + 1) - \arccos p]$ функція $(\cos \theta - p)$ – недодатня, а на проміжку $[2\pi(n + 1) - \arccos p, 2\pi(n + 1) + \arccos p]$ – невід’ємна, то

$$\begin{aligned} & \int_{2\pi n + \arccos p}^{2\pi(n+1) + \arccos p} \frac{\cos \theta - p}{\theta(p^2 - 2p \cos \theta + 1)} d\theta \leq \\ & \leq \frac{1}{2\pi(n + 1) - \arccos p} \int_{2\pi n + \arccos p}^{2\pi(n+1) + \arccos p} \frac{\cos \theta - p}{p^2 - 2p \cos \theta + 1} d\theta = 0. \end{aligned}$$

Аналогічно інтеграл на проміжку $[2\pi n - \arccos p, 2\pi(n + 1) - \arccos p]$ буде не менше 0. Таким чином,

$$\int_1^{2\pi - \arccos p} (\dots) d\theta \leq \int_1^\infty \frac{\cos \theta - p}{\theta(p^2 - 2p \cos \theta + 1)} d\theta \leq \int_1^{2\pi + \arccos p} (\dots) d\theta.$$

До того ж,

$$\int_1^{\infty} \frac{\cos \theta - p}{\theta(p^2 - 2p \cos \theta + 1)} d\theta = \int_1^{2\pi - \arccos p} (\dots) d\theta + \underbrace{\sum_{n=1}^{\infty} \int_{2\pi n - \arccos p}^{2\pi(n+1) - \arccos p} (\dots) d\theta}_{\geq 0}.$$

Таким чином, маємо обмежену монотонну послідовність, і тому у неї є границя. \square

Існує ще один наслідок, що доводиться аналогічно попередньому. **Насправді аналогічно доводиться лише поточкова обмеженість. Хоча наступне твердження майже напевне справедливе, але я не знаю, як довести рівномірну обмеженість.**

Наслідок 2.5.3: Нехай $p \in (0, 1)$, $\alpha \geq 0$, тоді наступний інтеграл обмежений зверху не залежно від α :

$$\int_1^{\infty} \frac{e^{\alpha\theta} \cos \theta - p}{\theta(p^2 - 2pe^{\alpha\theta} \cos \theta + e^{2\alpha\theta})} d\theta \leq C.$$

У наступній лемі буде використано поняття асимптотичного \mathcal{O} для комплекснозначних функцій. У роботі [13] Ніколас де Брьойн визначив цю асимптотичну властивість наступним чином.

Означення 2.5.1: Нехай S – деяка множина. f та φ – деякі дійснозначні або комплекснозначні функції, визначені на множині S . Тоді формула

$$f(s) = \mathcal{O}(\varphi(s)), \quad s \in S,$$

означає, що існує таке додатне число A , що не залежить від s , і

$$|f(s)| = A|\varphi(s)|, \quad \forall s \in S.$$

Лема 2.5.2: Для $\forall p \in [0; 1)$

$$\psi_p(it) = \mathcal{O}\left(\frac{1}{|t|}\right). \quad (2.44)$$

Доведення. Якщо показати, що $M_p(it) = \mathcal{O}\left(\frac{1}{|t|}\right)$, то твердження леми випливає автоматично:

$$\psi_p(it) = M_p(it) + C_p t^{-2} - i \frac{1 - C_p}{1 - p} t^{-1} = \mathcal{O}\left(\frac{1}{|t|}\right).$$

Залишається показати, що для

$$M_p(s) = \frac{s^{-2}}{e^s - p} \exp\left(2 \int_0^s \frac{e^u - 1}{u(e^u - p)} du\right) \int_s^\infty \exp\left(-2 \int_0^u \frac{e^\tau - 1}{\tau(e^\tau - p)} d\tau\right) du$$

твердження правдиве. Щоб при підрахунку $M_p(it)$ інтегрувати за уявною віссю, необхідно показати, що інтеграл

$$\int_{it}^{i\infty} \exp\left(-2 \int_0^u \frac{e^\tau - 1}{\tau(e^\tau - p)} d\tau\right) du$$

існує. Оскільки інтеграл по контуру, зображеному на Рис. 2.3, дорівнює 0 за теоремою Коші, то

$$\int_{it}^{iR} = - \int_{K_t} + \int_t^R + \int_{K_R},$$

де K_r — інтеграл по дузі з радіусом r та зміною кута відносно вісі абсцис в межах $0 \leq \varphi \leq \pi$.

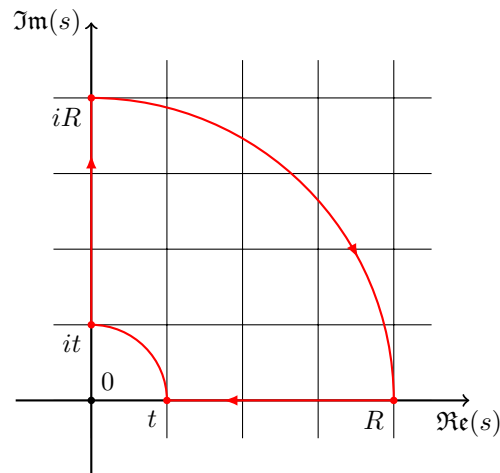


Рисунок 2.3 – Шлях інтегрування функції $\exp \left(-2 \int_0^u \frac{e^\tau - 1}{\tau(e^\tau - p)} d\tau \right)$

Нескладно помітити, що для доведення існування інтегралу $\int_{it}^{i\infty}$ достатньо показати, що $\lim_{R \rightarrow \infty} \int_{K_R}$ існує, адже інтеграл \int_t^∞ існує через існування $M_p(t)$. Інтеграл по K_R можна розписати наступним чином:

$$\begin{aligned} \int_{K_R} \exp \left(-2 \int_0^u \frac{e^\tau - 1}{\tau(e^\tau - p)} d\tau \right) du &= R \int_0^{\frac{\pi}{2}} e^{-2 \int_0^{Re^{i\varphi}} \frac{e^\tau - 1}{\tau(e^\tau - p)} d\tau} ie^{i\varphi} d\varphi = \\ &= R \int_0^{\frac{\pi}{2}} e^{-2 \int_0^R \frac{e^{re^{i\varphi}} - 1}{r(e^{re^{i\varphi}} - p)} dr} ie^{i\varphi} d\varphi. \end{aligned}$$

Щоб довести існування, достатньо показати абсолютну збіжність інтегралу.

$$\begin{aligned}
R \int_0^{\frac{\pi}{2}} \left| e^{-2 \int_0^R \frac{e^{re^{i\varphi}} - 1}{r(e^{re^{i\varphi}} - p)} dr} i e^{i\varphi} \right| d\varphi &= R \int_0^{\frac{\pi}{2}} \left| e^{-2 \int_0^R \frac{e^{re^{i\varphi}} - 1}{r(e^{re^{i\varphi}} - p)} dr} \right| d\varphi = \\
&= R \int_0^{\frac{\pi}{2}} \left| e^{-2 \int_0^R \frac{(e^{re^{i\varphi}} - 1)(e^{re^{-i\varphi}} - p)}{r(e^{re^{i\varphi}} - p)(e^{re^{-i\varphi}} - p)} dr} \right| d\varphi = \langle \theta = r \sin \varphi \rangle = \\
&= R \int_0^{\frac{\pi}{2}} \left| e^{-2 \int_0^R \frac{1 - (1+p)e^{-r \cos \varphi} \cos \theta + pe^{-2r \cos \varphi} + (1-p)ie^{-r \cos \varphi} \sin \theta}{r((\cos \theta - pe^{-r \cos \varphi})^2 + \sin^2 \theta)} dr} \right| d\varphi.
\end{aligned} \tag{2.45}$$

Оскільки $\sin \theta = \sin(r \sin \varphi) = \mathcal{O}(r)$, $r \rightarrow 0$, то інтеграл

$$i \int_0^R \frac{(1-p)e^{-r \cos \varphi} \sin \theta}{r((\cos \theta - pe^{-r \cos \varphi})^2 + \sin^2 \theta)} dr$$

існує, і уявною частиною чисельника інтеграла під експонентою можна знехтувати через модуль.

Розглянемо інтеграл

$$I(p, \varphi, R) = \int_0^R \frac{1 - (1+p)e^{-r \cos \varphi} \cos \theta + pe^{-2r \cos \varphi}}{r((\cos \theta - pe^{-r \cos \varphi})^2 + \sin^2 \theta)} dr.$$

Якщо показати, що $(2I(p, \varphi, R) - \ln R) \rightarrow \infty$ при $R \rightarrow \infty$ не залежно від φ , то інтеграл по K_R є абсолютно збіжним. Дійсно, у такому випадку

$$R \int_0^{\frac{\pi}{2}} e^{-2I(p, \varphi, R)} d\varphi = \int_0^{\frac{\pi}{2}} e^{-2I(p, \varphi, R) + \ln R} d\varphi \rightarrow 0, \quad R \rightarrow \infty.$$

Спочатку покажемо, що можна знехтувати частиною інтегралу в межах від 0 до 1. По-перше,

$$\begin{aligned} (\cos \theta - pe^{-r \cos \varphi})^2 + \sin^2 \theta &= 1 + p^2 e^{-2r \cos \varphi} - 2pe^{-r \cos \varphi} \cos \theta = \\ &= (pe^{-r \cos \varphi} - 1)^2 + (1 - \cos \theta) 2pe^{-r \cos \varphi} \geq (1 - p)^2. \end{aligned}$$

Таким чином, порядок полюса в 0 підінтегральної функції не перевищує одного. Розкладемо складові чисельника у ряд Тейлора в нулі:

$$\begin{aligned} 1 - (1 + p)e^{-r \cos \varphi} \cos \theta + pe^{-2r \cos \varphi} &= 1 + p(1 - 2r \cos \varphi + o(r)) - \\ &- (1 + p)(1 - r \cos \varphi + o(r))(1 + o(r)) = (1 - p)r \cos \varphi + o(r). \end{aligned}$$

Отримали, що в нулі r у чисельника і знаменника скорочується, і в нулі немає особливих точок. До того ж, і чисельник, і знаменник обмежені зверху і знизу не залежно від φ , тому далі можна не враховувати частину інтегралу від 0 до 1, і розглядати лише

$$I(p, \varphi, R) = \int_1^R \frac{1 - (1 + p)e^{-r \cos \varphi} \cos \theta + pe^{-2r \cos \varphi}}{r((\cos \theta - pe^{-r \cos \varphi})^2 + \sin^2 \theta)} dr, \quad R > 1.$$

Зрозуміло, що замість нижньої границі 1 можна узяти будь-яку фіксовану $R_0 > 0$. Тепер розглянемо 2 випадки, $\varphi \in [0; \frac{\pi}{4}]$ та $\varphi \in [\frac{\pi}{4}; \frac{\pi}{2}]$ відповідно.

Нехай $\varphi \in [0; \frac{\pi}{4}]$. Візьмемо $R_0 = \sqrt{2} \ln(\max\{10, 9p\})$. Тоді

$$\begin{aligned}
 1 - 2pe^{-r \cos \varphi} \cos \theta + p^2 e^{-2r \cos \varphi} &= 1 + pe^{-r \cos \varphi} (pe^{-r \cos \varphi} - 2 \cos \theta) \leq \\
 &\leq 1 + 3pe^{-r \cos \varphi} \leq \langle \cos \varphi \geq \frac{1}{\sqrt{2}}, r \geq \sqrt{2} \ln 9p \rangle \leq \frac{4}{3}, \\
 2I(p, \varphi, R) &\geq \int_{R_0}^R \frac{(1 - pe^{-r \cos \varphi})(1 - e^{-r \cos \varphi})}{\frac{2}{3}r} dr \geq \\
 &\geq \int_{R_0}^R \frac{\frac{8}{9} \cdot \frac{9}{10}}{\frac{2}{3}r} dr = \frac{6}{5} \ln R + \text{const}.
 \end{aligned}$$

Таким чином, якщо $\varphi \in [0; \frac{\pi}{4}]$, то $2I(p, \varphi, R) - \ln R = \frac{\ln R}{5} + \text{const} \rightarrow \infty$ при $R \rightarrow \infty$.

Нехай тепер $\varphi \in [\frac{\pi}{4}; \frac{\pi}{2}]$. Розглянемо $I(p, \varphi, R) - \ln R$:

$$\begin{aligned}
 &\int_1^R \frac{1 - (1+p)e^{-r \cos \varphi} \cos \theta + pe^{-2r \cos \varphi}}{r(1 - 2pe^{-r \cos \varphi} \cos \theta + p^2 e^{-2r \cos \varphi})} dr - \int_1^R \frac{1}{r} dr = \\
 &= \int_1^R \frac{-(1-p)e^{-r \cos \varphi} \cos \theta + p(1-p)e^{-2r \cos \varphi}}{r(1 - 2pe^{-r \cos \varphi} \cos \theta + p^2 e^{-2r \cos \varphi})} dr = \langle \alpha = \text{ctg } \varphi \rangle = \\
 &= (1-p) \int_{\frac{1}{\sin \varphi}}^{\frac{R}{\sin \varphi}} \frac{pe^{-2\alpha\theta} - e^{-\alpha\theta} \cos \theta}{\theta(1 - 2pe^{-\alpha\theta} \cos \theta + p^2 e^{-2\alpha\theta})} d\theta. \tag{2.46}
 \end{aligned}$$

Обмеженість інтегралу (2.46) знизу впливає з наслідку (2.5.3). Таким чином, якщо $\varphi \in [\frac{\pi}{4}; \frac{\pi}{2}]$, то $2I(p, \varphi, R) - 2 \ln R \leq \text{const} \Rightarrow 2I(p, \varphi, R) - \ln R \rightarrow \infty$ при $R \rightarrow \infty$. **Це достатньо суворе обмеження, для доведення властивості можна використати більш слабе, тоді, можливо, недоведена лема просто не буде використовуватися. Хоча перевірка чисельним наближенням каже, що факт має місце.**

Отже, при $t > 0$

$$M_p(it) = -\frac{it^{-2}}{e^{it} - p} \exp \left(2 \int_0^t \frac{e^{iu} - 1}{u(e^{iu} - p)} du \right) \times \\ \times \int_t^\infty \exp \left(-2 \int_0^u \frac{e^{i\tau} - 1}{\tau(e^{i\tau} - p)} d\tau \right) du. \quad (2.47)$$

З наслідку (2.5.2) зрозуміло, що інтеграл $\int_1^\infty \frac{1-p}{u(e^{iu}-p)} du$ існує, а тому з (2.47) негайно випливає

$$M_p(it) = \mathcal{O} \left(\frac{1}{|t|} \right) \quad (2.48)$$

для $t > 0$. За властивістю перетворення Лапласа $M_p(-it) = \overline{M_p(it)}$, тому (2.48) виконується і для $t < 0$. \square

Повернемося до вираження $m_p(x)$ через формулу Мелліна:

$$m_p(x) = C_p x - \frac{1 - C_p}{1 - p} + \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^\infty \psi_p(it) e^{itx} dt, \\ m_p(x) - C_p x + \frac{1 - C_p}{1 - p} = \frac{p}{2\pi} \int_{-\infty}^\infty \psi_p(it) e^{it(x-1)} dt + \\ + \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^\infty (e^{it} - p) \psi_p(it) e^{it(x-1)} dt.$$

Позначимо $\Psi_p(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \psi_p(it) e^{itx} dt$. Для Ψ_p нескладно вивести початкові значення:

$$\begin{aligned}\Psi_p(x) &= \frac{1 - C_p}{1 - p} - C_p x, \quad 0 \leq x \leq 1, \\ \Psi_p(x) &= 1 + \frac{1 - C_p}{1 - p} - C_p x, \quad 1 < x \leq 2.\end{aligned}\tag{2.49}$$

За лемою (2.5.2) можна застосувати інтегрування частинами до $\int_{-\infty}^{\infty} (e^{it} - p) \psi_p(it) e^{it(x-1)} dt$.

$$\begin{aligned}m_p(x) - C_p x + \frac{1 - C_p}{1 - p} - p \Psi_p(x - 1) &= \\ &= -\frac{i}{2\pi(x-1)} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\partial}{\partial t} ((e^{it} - p) \psi_p(it)) e^{it(x-1)} dt.\end{aligned}$$

Оскільки $\psi_p(it) = M_p(it) + C_p t^{-2} - i \frac{1 - C_p}{1 - p} t^{-1}$, то

$$\frac{\partial}{\partial t} ((e^{it} - p) \psi_p(it)) = \frac{\partial}{\partial t} ((e^{it} - p) M_p(it)) + \frac{1 - C_p}{1 - p} e^{it} t^{-1} + \mathcal{O}(t^{-2}).$$

Використовуючи (2.20) нескладно переконатися, що $\frac{\partial}{\partial t} ((e^{it} - p) M_p(it)) = \mathcal{O}(t^{-2})$:

$$\frac{\partial}{\partial t} ((e^{it} - p) M_p(it)) = -2(1 - p) \frac{M_p(it)}{it} + \frac{1}{t^2} = \mathcal{O}(t^{-2}).$$

Тоді отримали, що

$$\begin{aligned}
& \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\partial}{\partial t} ((e^{it} - p)\psi_p(it)) e^{it(x-1)} dt = \\
& = \int_{-\infty}^{\infty} \left(\frac{1 - C_p}{1 - p} e^{it} t^{-1} + \mathcal{O}(t^{-2}) \right) e^{it(x-1)} dt = \\
& = \text{const} + \frac{1 - C_p}{1 - p} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{e^{itx}}{t} dt.
\end{aligned}$$

Тепер залишається спертися на відомий факт про збіжність та обмеженість інтегралу $\int_{-\infty}^{\infty} \frac{e^{itx}}{t} dt$, і отримаємо, що

$$m_p(x) - C_p x + \frac{1 - C_p}{1 - p} - p\Psi_p(x - 1) = \mathcal{O}\left(\frac{1}{x - 1}\right) = \mathcal{O}\left(\frac{1}{x}\right).$$

Це означає, що $\exists N \in \mathbb{R}^+$ таке, що $|m_p(x) - C_p x + \frac{1 - C_p}{1 - p} - p\Psi_p(x - 1)| < N \left|\frac{1}{x}\right|$ при $x \geq 1$. Покажемо, що $\Psi_p(x) = \mathcal{O}\left(\frac{1}{x}\right)$. Для $0 < x < 2$ це, очевидно, виконується – наслідок (2.49). Нехай це виконується для усіх $1 \leq x \leq X$: $|\Psi_p(x)| < M \left|\frac{1}{x}\right|$. Будемо вважати, що $M \geq \frac{2N}{1-p}$. Тоді

$$\begin{aligned}
|\Psi_p(X + 1)| &= |m_p(X + 1) - C_p(X + 1) + \frac{1 - C_p}{1 - p}| \leq \\
& p|\Psi_p(X)| + N \left| \frac{1}{X + 1} \right| \leq (pM \cdot \frac{X + 1}{X} + N) \left| \frac{1}{X + 1} \right|.
\end{aligned}$$

Якщо $M \leq pM \cdot \frac{X + 1}{X} + N$, то покладемо $M \leftarrow pM \cdot \frac{X + 1}{X} + N$. Така процедура обмежена, оскільки при фіксованому p величина X дійде до такої, що $\frac{X + 1}{X} \leq \frac{1 + p}{2p}$. Тоді

$$pM \cdot \frac{X + 1}{X} + N \leq \frac{1 + p}{2} M + N \leq \frac{1 + p}{2} M + \frac{1 - p}{2} M = M.$$

Отримали, що $\Psi_p(x) = \mathcal{O}\left(\frac{1}{x}\right) \quad \forall x \geq 1$. За визначенням,

$$\Psi_p(x) = m_p(x) - C_p x + \frac{1 - C_p}{1 - p},$$

тому, очевидно,

$$\lim_{x \rightarrow \infty} \left(m_p(x) - C_p x - \frac{1 - C_p}{1 - p} \right) = \mathcal{O}\left(\frac{1}{x}\right).$$

Нескладно переконатися з (2.20), що

$$\frac{\partial^2}{\partial t^2}((e^{it} - p)m_p(it)) = \mathcal{O}\left(\frac{1}{t^2}\right).$$

Тоді, очевидно,

$$\begin{aligned} & \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\partial^2}{\partial t^2}((e^{it} - p)\psi_p(it)) e^{it(x-1)} dt = \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \left(i \frac{1 - C_p}{1 - p} e^{it} t^{-1} + \mathcal{O}(t^{-2}) \right) e^{it(x-1)} dt = \\ &= \text{const} + i \frac{1 - C_p}{1 - p} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{e^{itx}}{t} dt. \end{aligned}$$

Тому, інтегруючи частинами ще раз і повторюючи прийом вище, але з більш жосткою оцінкою асимптотики справа, можна показати, що

$$\lim_{x \rightarrow \infty} \left(m_p(x) - C_p x - \frac{1 - C_p}{1 - p} \right) = \mathcal{O}\left(\frac{1}{x^2}\right).$$

За допомогою ММІ можна показати, що

$$\frac{\partial^n}{\partial t^n}((e^{it} - p)m_p(it)) = \mathcal{O}\left(\frac{1}{t^2}\right), \quad \forall n \in \mathbb{N}.$$

Тоді для $\forall n \in \mathbb{N}$ можна показати, що

$$\lim_{x \rightarrow \infty} \left(m(x) - C_p x - \frac{1 - C_p}{1 - p} \right) = \mathcal{O}\left(\frac{1}{x^n}\right), \quad n \in \mathbb{N}. \quad (2.50)$$

2.5.3 Застосування асимптотики для виведення закону великих чисел

Висновки до розділу

У даному розділі було проведено асимптотичний аналіз поведінки математичного сподівання максимальної кількості автомобілів на парковці при достатньо великих лінійних розмірах парковки.

Було розглянуто узагальнену модель паркування Реньї, що задано розподілом, що є сумішшю рівномірного з вагою $q = 1 - p$ та виродженого розподілу з вагою p . Для неї за допомогою тауберівської теореми було доведено асимптотичну лінійність першого моменту $m_p(x)$ випадкової величини $N_p(x)$, що позначає кількість автомобілів на парковці довжини x в момент сатурації при заповненні за вищевказаною схемою. Виконано покращення асимптотичної оцінки $m(x)$ з використанням формули Мелліна, в результаті отримано, що

$$m(x) - C_p x - \frac{1 - C_p}{1 - p} \rightarrow 0, \quad x \rightarrow \infty,$$

де

$$C_p = \frac{1}{1-p} \int_0^\infty \exp \left(-2 \int_0^u \frac{e^\tau - 1}{\tau(e^\tau - p)} d\tau \right) du.$$

Було доведено обмеженість другого центрального моменту $N_p(x)$ лінійною функцією, і доведено виконання закону великих чисел використовуючи нерівність Чебишова.

Аналітично отримані константи знаходяться чисельно, що буде виконано у наступному розділі.

РОЗДІЛ 3 МОДЕЛЮВАННЯ ПРОЦЕСІВ ПАРКУВАННЯ

Створений програмний продукт дозволяє визначати середнє значення максимальної кількості автомобілів одиничних лінійних розмірів на парковці прямокутної фіксованих розмірів, при заданій моделі поведінки водіїв.

3.1 Обґрунтування вибору платформи та мови реалізації програмного продукту

Реалізація програмного продукту проведена за допомогою мови C++ та Python. Вибір такого тандему є цілком виправданим. Мова C++ є мовою середнього рівня - в ній присутні елементи мов програмування як низького (підмножина - C), так і високого рівня, що робить C++ дуже ефективною для розробки складних проєктів. При цьому виконання елементарних дій (попиксельна обробка зображень) та алгоритмів в цілому залишається максимально швидкою.

Мова Python використовується для швидких математичних розрахунків, в тому числі, для вирахування чисельних значень інтегралів.

Основною платформою для використання програмного продукту було вибрано сімейство операційних систем на базі UNIX, оскільки процес розробки та використання додатків з консольним інтерфейсом там найбільше спрощений. Також, для швидких математичних розрахунків необхідне середовище виконання Python, що дуже просто налаштовується в системах сімейства Linux та в більшості випадків присутнє в стандартній комплектації операційної системи.

Однак, розробка програмного продукту проводилася з дотриманням правил кросплатформеного програмування, що дає можливість збирати ви-

конувані файли і в інших популярних операційних системах (наприклад, сімейства Windows NT).

3.2 Аналіз архітектури продукту

Продукт "modeler" побудований таким чином, що він зчитує параметри заданою користувачем моделі у форматі xml, та в циклі моделювати траєкторію процесу паркування автомобілів на одновимірній парковці, використовуючи вбудований в C++ генератор псевдовипадкових чисел. За результат програма бере середнє значення по всіх змодельованим траєкторіям.

Продукт "modeler2d" побудований таким чином, що він зчитує параметри заданою користувачем моделі у форматі xml, та в циклі моделювати траєкторію процесу паркування автомобілів на двовимірній парковці, використовуючи вбудований в C++ генератор псевдовипадкових чисел. За результат програма бере середнє значення по всіх змодельованим траєкторіям. Ідея багаторазової ітерації з подальшим взяттям середнього ґрунтується на законі великих чисел.

Продукт "integral" вираховує подвійні інтеграли, наведені у розділі [2](#).

3.3 Керівництво користувача

3.3.1 Основний програмний продукт

Програмний продукт розроблено як додаток консольного типу. Тобто, для оперування роботою додатка використовуються текстові команди, що вводяться в консоль операційної системи.

Запуск програми "modeler" відбувається за допомогою команди:

```
modeler [<model_name>.xml]
```

Запуска програми "modeler2d" відбувається аналогічно:

```
modeler2d [<model_name>.xml]
```

3.3.1.1 Основні параметри

Користувач задає необхідну для вивчення модель через xml-файл. Типова структура xml-файлу виглядає наступним чином:

```
<model repeat_count="<count>" parking_length="<length>">
  <behaviour_1 p="<prob>" />
  ...
  <behaviour_n p="<prob>" />
</model>
```

Тобто в моделі задаються варіанти поведінки водіїв, а також відповідні ймовірності вибору поведінки. Істотним зауваженням є те, що сума ймовірностей має дорівнювати 1, інакше програма завершує роботу з ненульовим кодом.

Параметри моделі для продукту "modeler" перелічені в таблиці 3.1.

Таблиця 3.1 – Параметри моделі для продукту "modeler"

Параметр	Пояснення
repeat_count	Кількість запусків моделювань для вирахування середнього значення
parking_length	Довжина парковки для моделювання

Типи дисциплін водіїв, що підтримуються продуктом "modeler" перелічені в таблиці 3.2.

Таблиця 3.2 – Дисципліни водіїв, що підтримуються продуктом "modeler"

Дисципліна	Пояснення
left	Водій ставить свій автомобіль зліва вільного проміжку
right	Водій ставить свій автомобіль справа вільного проміжку
center	Водій ставить свій автомобіль по центру вільного проміжку
uniform	Водій ставить свій автомобіль керуючись рівномірним розподілом

Для продукту "modeler2d" було підключено лише поведінку водіїв, аналогічну класичній моделі Ренї у випадку одновимірної моделі, тобто за рівномірним розподілом. Тому для цієї програми задаються лише параметри моделі, перелічені в таблиці 3.3.

Таблиця 3.3 – Параметри моделі для продукту "modeler2d"

Параметр	Пояснення
repeat_count	Кількість запусків моделювань для вирахування середнього значення
a	Довжина парковки по вісі $0x$
b	Довжина парковки по вісі $0y$

3.4 Аналіз роботи алгоритму

3.4.1 Алгоритм чисельного вирахування інтегралів

У пункті 2.4 розділу 2 було виведено формулу (2.33). Для визначення середнього значення максимальної кількості автомобілів на парковці, керу-

ючись отриманою формулою, необхідно чисельно визначити наступну константу:

$$\kappa = \int_0^{\infty} \exp \left(-2 \int_0^s \frac{1 - e^{-\tau}}{\tau} d\tau \right) ds \quad (3.1)$$

Оскільки чисельно рахувати інтеграл від експоненти від інтегралу незручно, неоптимально та це дасть досить велику похибку, треба звести інтеграл під експонентою до відомих функцій.

Лема 3.4.1:

$$\int_0^s \frac{1 - e^{-\tau}}{\tau} d\tau = \ln s + \Gamma(0, s) + \gamma, \quad (3.2)$$

де $\gamma = 0.5772156649$ – константа Ейлера-Маскероні, $\Gamma(0, s)$ – неповна гамма-функція.

Доведення.

$$\begin{aligned}
 \int_0^s \frac{1-e^{-\tau}}{\tau} d\tau &= \int_0^1 \frac{1-e^{-\tau}}{\tau} d\tau + \int_1^s \frac{1}{\tau} d\tau + \int_s^\infty \frac{e^{-\tau}}{\tau} d\tau - \int_1^\infty \frac{e^{-\tau}}{\tau} d\tau = \\
 &= \int_0^1 \frac{1-e^{-\tau}}{\tau} d\tau + \ln s + \Gamma(0, s) - \int_1^\infty \frac{e^{-\tau}}{\tau} d\tau = \\
 &= \ln s + \Gamma(0, s) + \lim_{a \rightarrow 0} (1-e^{-\tau}) \ln \tau \Big|_0^1 - \int_0^1 e^{-\tau} \ln \tau d\tau - \\
 &\quad - \underbrace{e^{-\tau} \ln \tau \Big|_1^\infty}_0 - \int_1^\infty e^{-\tau} \ln \tau d\tau = \ln s + \Gamma(0, s) + \\
 &\quad + \lim_{a \rightarrow 0} (1-e^{-\tau}) \ln \tau \Big|_0^1 - \int_0^\infty e^{-\tau} \ln \tau d\tau = \lim_{a \rightarrow 0} (1-e^{-\tau}) \ln \tau \Big|_0^1 + \\
 &\quad + \ln s + \Gamma(0, s) + \gamma.
 \end{aligned}$$

Останній перехід впливає з тотожності

$$\gamma = - \int_0^\infty e^{-\tau} \ln \tau d\tau.$$

Якщо довести, що $\lim_{a \rightarrow 0} (1-e^{-\tau}) \ln \tau \Big|_0^1 = 0$, то лему доведено.

З озкладу у ряд Тейлора впливає, що

$$\lim_{\tau \rightarrow 0} \frac{1-e^{-\tau}}{\tau} = 1.$$

Тому

$$\begin{aligned}\lim_{\tau \rightarrow 0} (1 - e^{-\tau}) \ln \tau &= \lim_{\tau \rightarrow 0} \frac{1 - e^{-\tau}}{\tau} \cdot \frac{\ln \tau}{\tau^{-1}} = \\ &= \langle \text{правило Лопіталя} \rangle = 1 \cdot \lim_{\tau \rightarrow 0} \frac{\tau^{-1}}{-\tau^{-2}} = 0.\end{aligned}$$

Тому $\lim_{a \rightarrow 0} (1 - e^{-\tau}) \ln \tau \Big|_0^1 = 0$, а отже, лему доведено. \square

Таким чином отримали, що

$$\kappa = e^{-2\gamma} \int_0^{\infty} \frac{\exp(-2\Gamma(0, s))}{s^2} ds. \quad (3.3)$$

Для підрахунку невласного інтегралу можна оцінити його залишок, і знайти такі межі інтегрування, щоб залишок не перевищував деякого ε .

Тобто необхідно знайти таке δ , щоб виконувалось

$$e^{-2\gamma} \int_{\delta}^{\infty} \frac{\exp(-2\Gamma(0, s))}{s^2} ds < \varepsilon.$$

Оскільки $\exp(-2\Gamma(0, s)) < 1$, то достатньо знайти таке δ , щоб виконувалось

$$\int_{\delta}^{\infty} \frac{1}{s^2} < \varepsilon e^{2\gamma}.$$

Оскільки беремо $\delta \geq 0$, то

$$\begin{aligned}\int_{\delta}^{\infty} \frac{1}{s^2} &< \varepsilon e^{2\gamma}, \\ -\frac{1}{s} \Big|_{\delta}^{\infty} &< \varepsilon e^{2\gamma}, \\ \delta^{-1} &< \varepsilon e^{2\gamma}, \\ \varepsilon^{-1} e^{-2\gamma} &< \delta.\end{aligned}$$

Тобто, щоб отримати результат з точністю 10^{-6} , треба взяти $\delta > 10^6 e^{-2\gamma} \approx 315236$. Це і реалізовано в додатку "integral".

3.4.2 Алгоритм моделювання на одновимірній парковці

Для моделювання одновимірної парковки виконується наступний алгоритм дій:

1. Створюється вектор довжин вільних проміжків, який ініціалізується однією довжиною – довжиною парковки.
2. Допоки вектор не пустий, виконується:
 - 2.1. Вибирається поведінка водія використовуючи рандомізатор.
 - 2.2. Дістається остання довжина з вектору, і ділиться на частини відповідно до моделі поведінки водія.
 - 2.3. Кожна з частин додається до вектору, якщо її довжина не менша 1, тобто, довжини автомобіля.
 - 2.4. Інкрементується поточна кількість автомобілів.

Цей процес повторюється задану кількість разів, і в кінці програма видає середнє значення автомобілів з усіх ітерацій, а також відношення до довжини парковки.

3.4.3 Алгоритм моделювання на двовимірній парковці

Двовимірний алгоритм працює аналогічно одновимірному, тільки розглядаються не проміжки, а прямокутники. А саме, створюється список вільних прямокутників. Під вільним розуміється прямокутник, в якому будь-яка точка може бути потенційним центром автомобіля.

Ініціалізується цей список початковим прямокутником $-(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}, a - \frac{1}{2}, b - \frac{1}{2})$, де a, b – задані лінійні розміри парковки. Спираючись на площі поточних прямокутників, обирається один з ймовірністю рівною відношенню його площі до сумарної площі усіх вільних прямокутників. Після цього всередині обраного прямокутника обирається за рівномірним розподілом точка, навколо якої будується квадратний окіл розміру 2×2 , і перевіряється на перетин з усіма поточними вільними прямокутниками. Якщо перетинається, то вільний прямокутник ділиться на менші прямокутники, при чому один із прямокутників – область перетину. Усі менші прямокутники, окрім перетину, додаються в список.

3.5 Результати роботи програми

3.5.1 Результати підрахунку констант

Для формули (2.33) було чисельно пораховано коефіцієнт κ_α , для кожного α від 0 до 0.9 з кроком 0.1. Результати наведені в таблиці 3.4.

Таблиця 3.4 – Результати розрахунку константи для узагальненої моделі

α	0	0.1	0.2	0.3	0.4
κ_α	0.747598	0.76351	0.780574	0.798962	0.818896
α	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
κ_α	0.84066	0.864638	0.891365	0.92165	0.956849

3.5.2 Результати роботи моделера

Для формули (2.33) було промодельовано поведінку водіїв і емпірично визначено коефіцієнт κ_α , для кожного α від 0 до 0.9 з кроком 0.1. Результати наведені в таблиці 3.5.

Таблиця 3.5 – Результати розрахунку константи для узагальненої моделі

α	0	0.1	0.2	0.3	0.4
κ_α	0.747588	0.76352	0.780569	0.798959	0.818891
α	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
κ_α	0.84055	0.863658	0.891214	0.92158	0.95693

Нескладно помітити, що теоретичний результат співпав з результатом моделювання з точністю до 4 знаку.

Для двовимірного випадку існує припущення, що відношення середньої кількості автомобілів до загальної площі парковки прямує до $\kappa^2 \approx 0.56$, але це не доведений факт [1]. Було проведено експеримент на розмірах 50x50, 100x100, 200x200, і результати вийшли відповідно 0.7, 0.6 та 0.58, тобто ймовірно, що припущення правдиве, але для перевірки на дуже великих розмірах парковки необхідні дуже потужні обчислювальні ресурси через велику складність двовимірного алгоритму.

Висновки до розділу

В даному розділі описано структурну схему розробленого програмного продукту, обґрунтовано вибір цільової ОС, надана коротка інструкція з експлуатації програмного продукту. Програмний продукт є пакетом з декількох програм, які слугують одній цілі – визначення математичного сподівання максимальної кількості автомобілів на парковці, використовуючи аналітичний

та алгоритмічний методи. Під час зіставлення результатів виявилось, що аналітичний та алгоритмічний підходи дають майже однакові результати. Перевагою аналітичного методу є швидкість і досить висока точність, в той час як алгоритмічний метод дозволяє більш гнучко налаштувати поведінку водіїв на парковці.

Також була проведена в певному сенсі успішна спроба підтвердити гіпотезу щодо двовимірної парковки.

ВИСНОВКИ ПО РОБОТІ ТА ПЕРСПЕКТИВИ ПОДАЛЬШИХ ДОСЛІДЖЕНЬ

У 1958 році угорський математик Реньї порушив проблему паркування автомобілів в теоретичному аспекті. І хоча вона називається проблемою паркування, результати, отримані під час її розв'язування можуть бути використані не лише до автомобілів. Їх можна застосувати для оптимального пакування, оптимального розміщення будівель, навіть для оптимальної організації робочого простору.

У даній магістерській дисертації було узагальнено класичну модель паркування Реньї. Було отримано наступні результати.

Проведено дослідження існуючих підходів і результатів щодо проблеми паркування та пакування. Проведено аналіз аналітичного апарату, що дозволяє вирішувати інтегральні рівняння зі зсувом, таким чином, допомагає у вирішенні проблем розглянутого класу. Було створено узагальнену модель паркування, в якій водії паркуються керуючись сумішшю рівномірного розподілу та розподілу Бернуллі. Для цього узагальнення було виведено аналітичну формулу математичного сподівання максимальної кількості автомобілів за великих розмірів парковки. Це узагальнення дає змогу використовувати модель Реньї на практиці, адже насправді існують сумнівні водії, які намагаються зайняти якомога менше місця на парковці, а є такі, що ставлять свій автомобіль як заманеться.

Паралельно з виведенням аналітичного результату був створений консольний додаток, що дозволяє моделювати процес паркування імітаційним шляхом, і визначати математичне сподівання максимальної кількості автомобілів як середнє значення результатів кількох імітацій.

Було перевірено, що обидва методи дають один і той самий результат з точністю до четвертого знаку після коми на класичній моделі Реньї та на узагальненій з 10 різними ймовірностями паркування автомобіля з краю.

За аналізом отриманих результатів роботи програмного продукту можна зробити висновок, що обрані методи дозволили досягти виконання поставлених цілей з достатньо великою степінню точності. Але у кожного метода є свої плюси та мінуси. Перевагою аналітичного методу є швидкість і

досить висока точність, в той час як алгоритмічний метод дозволяє більш гнучко налаштувати поведінку водіїв на парковці.

Подільшими дослідженнями за даним напрямом можуть стати:

- отримання аналітичного результату для асимптотики у випадку двовимірної парковки;
- зменшення складності алгоритму для двовимірної парковки;
- підтримка додатком змінних розмірів автомобілів;
- створення додатку для тривимірного розміщення.

ПЕРЕЛІК ПОСИЛАНЬ

1. Weisstein, Eric W. Rényi's Parking Constants / Eric W. Weisstein. — 2016. [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://mathworld.wolfram.com/RenyisParkingConstants.html>.
2. Dvoretzky, A. On the "parking" problem / A Dvoretzky, H Robbins // Publications of the Mathematical Institute of the Hungarian Academy of Sciences, Series A. — 1964. — 1. — Vol. 9. — Pp. 209–225.
3. Blaisdell, B. E. On Random Sequential Packing in the Plane and a Conjecture of Palasti / B. E. Blaisdell, H. Solomon // Journal of Applied Probability. — 1970. — Vol. 19, no. 2. — Pp. 667–698.
4. Lal, M. Evaluation of a Constant Associated with a Parking Problem / M. Lal, P. Gillard // Mathematics of Computation. — 1974. — Vol. 28, no. 126. — Pp. 561–564.
5. Ney, P. E. A Random Interval Filling Problem / P. E. Ney // The Annals of Applied Probability. — Vol. 33, no. 2. — Pp. 702–718.
6. E. G. Coffman, Jr. Packing Random Intervals On-Line / Jr. E. G. Coffman, P. Jelenković, B. Poonen // Algorithmica. — Vol. 22, no. 4. — P. 448–476.
7. E. G. Coffman, Jr. Interval Packing: The Vacant Interval Distribution / Jr. E. G. Coffman, L. Flatto, P. Jelenković // The Annals of Applied Probability. — Vol. 10, no. 1. — Pp. 240–257.
8. Baryshnikov, Yuliy. Counting Intervals in the Packing Process / Yuliy Baryshnikov, Alexander Gnedin // The Annals of Applied Probability. — Vol. 11, no. 3. — Pp. 863–877.
9. Mackey, M. Exhaustion of an interval by iterated Rényi parking / M. Mackey, W. G. Sullivan // Journal of Mathematical Analysis and Applications. — Vol. 446. — Pp. 38–61.
10. Fleurke, S. R. A Second-row Parking Paradox / S. R. Fleurke, C. Külske // Journal of Statistical Physics. — Vol. 136. — Pp. 285–295.
11. Dehling, H. G. Parking on a Random Tree / H. G. Dehling, S. R. Fleurke, C. Külske // Journal of Statistical Physics. — Vol. 133. — Pp. 151–157.

12. Penrose, M. D. Limit Theory for Random Sequential Packing and Deposition / M. D. Penrose, J.E. Yukich // The Annals of Applied Probability. — Vol. 12, no. 1. — Pp. 272–301.
13. de Bruijn, N.G. Asymptotic Methods in Analysis / N.G. de Bruijn. Bibliotheca mathematica. — Dover Publications, 1970. — 200 pp. [Электронный ресурс]. — Режим доступа: <https://books.google.com.ua/books?id=Oqj9AgAAQBAJ>.
14. Spivak, M. Calculus / M. Spivak. Calculus. — Cambridge University Press, 2006. — 680 pp. [Электронный ресурс]. — Режим доступа: https://books.google.com.ua/books?id=7JKVu_9InRUC.
15. Гмурман В.Е. Теория вероятностей и математическая статистика / В.Е. Гмурман. — Высшая школа, 1977. — 400 с. [Электронный ресурс]. — Режим доступа: <https://books.google.com.ua/books?id=PgpVtAEACAAJ>.
16. McLachlan, N.W. Laplace Transforms and Their Applications to Differential Equations / N.W. McLachlan. Dover Books on Mathematics. — Dover Publications, 2014. — 240 pp. [Электронный ресурс]. — Режим доступа: <https://books.google.com.ua/books?id=5wg7BAAAQBAJ>.
17. Кремер Н.Ш. Теория вероятностей и математическая статистика / Н.Ш. Кремер. — 2 изд. — М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2004. — 573 с.
18. Лаврентьев М.А. Методы теории функций комплексного переменного / М.А. Лаврентьев, Б.В. Шабат. — Наука, 1965. — 736 с. [Электронный ресурс]. — Режим доступа: <https://books.google.com.ua/books?id=My7vAAAAMAAJ>.
19. Schiff, J.L. The Laplace Transform: Theory and Applications / J.L. Schiff. Undergraduate Texts in Mathematics. — New-York: Springer New York, 1999. — 250 pp. [Электронный ресурс]. — Режим доступа: <https://books.google.com.ua/books?id=RU-5jSP1KMcC>.
20. Feller, William. An Introduction To Probability Theory and Its Applications / William Feller. — 2 edition. — New-York: John Wiley & Sons, 1971. — Vol. 2. — 704 pp.
21. Rényi, A. On a One-Dimensional Problem Concerning Random Space-Filling / A. Rényi. — Budapest: Math. Inst. Hung. Acad., 1958. — 153 pp.

22. Itoh, Y. Parking cars with spin but no length / Y. Itoh, L. Shepp // Journal of Statistical Physics. — Vol. 97. — Pp. 209–231.
23. Penrose, M. D. Random parking, sequential adsorption, and the jamming limit / M. D. Penrose // Communications in Mathematical Physics. — Vol. 218. — Pp. 153–176.
24. Itoh, Y. Random sequential coding by Hammin distance / Y. Itoh, H. Solomon // Journal of Applied Probability. — Vol. 23. — Pp. 688–695.
25. Solomon, H. A review of the packing problem / H. Solomon, H. J. Weiner // Communications in Statistics - Theory and Methods. — Vol. 15. — Pp. 2571–2607.
26. Mackenzie, J. K. Sequential filling of a line by intervals placed at random and its application to linear adsorption / J. K. Mackenzie // The journal of Chemical Physics. — Vol. 37. — Pp. 723–728.