

О. Мриглод<sup>1,2</sup>, І. Мриглод<sup>2</sup><sup>1</sup> Національний університет "Львівська політехніка",  
кафедра автоматизованих систем,<sup>2</sup> Інститут фізики конденсованих систем НАН України

## ІМІТАЦІЙНЕ МОДЕЛЮВАННЯ РОБОТИ РЕДАКЦІЙНОЇ КОЛЕГІЇ ПЕРІОДИЧНОГО НАУКОВОГО ВИДАННЯ

© Мриглод О., Мриглод І., 2008

**Запропоновано ітеративну схему побудови імітаційної моделі роботи редакційної колегії наукового періодичного видання, що описує динаміку опрацювання одержаних статей та їх прийняття до друку. Метою такого моделювання є дослідження типових форм розподілу часу очікування статей від моменту їх надходження до прийняття до друку при різних режимах роботи редколегії. Аналізується питання про вплив етапу незалежного рецензування на форму розподілу для часу очікування статей до друку.**

**Simulation model of editorial work in a scientific journal that describes the acceptance dynamics of received manuscripts is developed in an iterative form. Our goal in this study is to distinguish different regimes of editorial work using the publicly available information about the journal. The hypothesis about the typical form of probability distribution of waiting times for normally working scientific editions is verified.**

### Вступ

Задачі аналізу, систематизації та рейтингування наукових періодичних видань посідають важливе місце в колі проблем, пов'язаних із керуванням сферою науки як в національному, так і глобальному масштабі. Важливість вивчення функціонування наукової періодики зумовлена тим, що опубліковані статті є основною формою вираження та основним методом обліку діяльності наукових працівників. Якісний рівень наукових журналів нині є одним з важливих показників рівня розвитку наукової сфери, тому актуальними завданнями залишаються розробка та вдосконалення методів оцінювання та аналізу наукових періодичних видань, покращання їх конкурентоспроможності на фоні світових стандартів якості. Причому з погляду інформаційних служб та державних органів, що здійснюють контроль, класифікацію та рейтингування наукової періодики, особливо корисними є такі методи аналізу видань, які ґрунтуються на загальнодоступних даних і не вимагають додаткового втручання у роботу редакційних колегій. До таких методів належить аналіз даних, які можна одержати безпосередньо із опублікованих в журналах статей: про цитування, співавторство тощо. В основному використовуються комбіновані підходи до вивчення цих даних з використанням бібліографічних, статистичних та інших методів. Очевидно, що науковий рівень публікацій у журналі відображається у багатьох параметрах, наприклад, у значенні імпаکت-фактора видання. Проте неможливо безпосередньо "виміряти" актуальність, новизну результатів чи професійну компетентність авторів. Завдання такої оцінки покладене на плечі редакційної колегії, що як експертів залучає незалежних рецензентів. Саме етап рецензування повинен слугувати тим фільтром, що відсіює недобросовісні, неактуальні чи невідповідні роботи. Отже, забезпечення якісного рецензування стає одним із найважливіших завдань редакційної колегії наукового журналу. На жаль, зустрічаються випадки, коли процес рецензування відбувається спрощено або ж зовсім відсутній. У цій роботі пропонується новий метод для більш тонкого аналізу, що дає змогу робити висновки про режим роботи редакційної колегії на етапі попереднього опрацювання надісланих у редакцію матеріалів.

Дослідження ґрунтується на даних, що можуть бути одержані безпосередньо зі статей, опублікованих у певному науковому журналі. При цьому використовується інформація про дати надходження статей до редакції та їх прийняття до друку. Очевидно, що в проміжку між цими двома подіями стаття проходить такі етапи опрацювання: попередній її розгляд членами редакційної колегії, призначення рецензентів, сам етап рецензування із внесенням змін чи переробленням рукопису в разі потреби, зрештою – прийняття до друку. Оскільки у роботі над статтями беруть участь багато людей, передбачити його тривалість чи чітко визначити його перебіг є практично неможливо. Проте існують дослідження, що ґрунтуються на результатах вивчення статистичних даних про активність людей у часі, які дають змогу судити про типову картину розподілу часу опрацювання завдань людиною [1–5]. Дослідження статистики завантажень веб-сайтів, відвідування громадських закладів чи роботи з електронною поштою показали, що в усіх випадках динаміка людської активності в часі виглядає подібно: періоди підвищеної частоти подій чергуються з доволі тривалими періодами неактивності. Такі результати загалом суперечать класичним моделям людської діяльності як пуассонівського процесу (випадковий розподіл подій в часі), що використовуються у різних сферах, починаючи від передбачення ризиків та до оптимізації комунікаційних мереж. Натомість, сучасні дослідження передбачають степеневі чи близькі до степеневих закони розподілу часу між здійсненням сусідніх дій або часу, який окремі завдання очікують на виконання [1–5].

У роботах [6, 7] на основі зібраної статистики про міжнародні наукові періодичні видання досліджуються розподіли часу очікування статей до друку

$$t_w = t_a - t_r, \quad (1)$$

де  $t_r$  – дата надходження статті у редакцію, а  $t_a$  – дата прийняття статті до друку. Авторитетність досліджених видань дає змогу вважати, що отримані результати можуть вважатися типовими для видань, де наявні всі необхідні етапи редакційного опрацювання, зокрема незалежне рецензування. Розподіли  $P(t_w)$  дійсно виявились близькими до степеневого, проявляючи основну поведінку у довгочасовій границі близьку до  $t^{-1}$  та відрізняючись лише формою експоненційних поправок. Можна припустити, що у випадку порушення нормального процесу редакційного опрацювання, форма розподілу  $t_w$  змінюватиметься. Щоб перевірити висловлене припущення, побудуємо імітаційну модель надходження статей у редакцію та їх опрацювання для випадку, коли етап незалежного рецензування є відсутній або ж проводиться у спрощеному вигляді. Побудова такої моделі також дасть змогу перевірити, чи впливає (і якщо так, то як) на форму розподілу часу очікування статей до друку зміна режиму роботи редакційної колегії.

### Моделювання роботи редколегії

Розглянемо декілька моделей, що імітуватимуть роботу редколегії. Перед тим, як перейти до формулювання, проведемо деякий попередній аналіз. Якщо припустити, що етап незалежного рецензування є відсутнім, а оцінювання надісланих матеріалів відбувається на чергових засіданнях редакційної колегії, то у такому випадку час очікування до прийняття в друк статей  $t_w$  буде проміжком між надходженням статті та часом проведення чергового засідання редколегії. Хоча періодичність засідань редколегії може бути невідомою, проте вона не може бути меншою, ніж періодичність самого видання. Тому вважатимемо, що засідання редколегії проводяться перед публікацією кожного наступного номера видання. Частина статей, що можуть бути відхилені, не може враховуватись у моделі явно, оскільки на практиці інформація про відхилені рукописи не є публічною і не може бути отримана безпосередньо із опублікованих номерів журналу.

Коли до друку приймаються усі надіслані статті, то важливе значення має такий обмежувальний фактор, як фізичний обсяг видання. Якщо припустити, що статті мають в середньому однакову кількість сторінок, то обсяг видання визначається максимальною кількістю статей, що можуть бути включені до окремого номера. Отже, перед початком моделювання

потрібно задати максимальну кількість статей, що можуть бути опубліковані в одному номері видання. Надалі залежно від інтенсивності надходження статей можливі три типові ситуації:

§ статей надходить менше, ніж потрібно для одного номера – тоді усі вони приймаються до друку, а номер виходить неповним;

§ кількість надісланих статей є близькою до допустимого обсягу номера – тоді усі статті також приймаються до друку, а сам номер є оптимальним за обсягом;

§ кількість надісланих статей перевищує максимальну кількість статей одного номера – тоді до друку приймається необхідна кількість статей, а решта з них чекають до наступного номера (формується портфель редакції); при цьому середній час очікування рукопису у черзі зростає.

У термінах теорії систем масового обслуговування (СМО) перший випадок характеризується інтенсивністю надходження задач (кількість за одиницю часу), меншою за інтенсивність їх виконання – тоді черга ніколи не утворюється і ймовірними є періоди бездіяльності так званого пристрою обслуговування. Це означає, що робота редакційної колегії є неефективною з погляду забезпечення повноти окремих випусків журналу і наповненості портфеля видання.

Другий випадок є стаціонарним і може вважатися ідеальним, адже всі номери видання близькі до повного заповнення, а надіслані статті публікуються без зайвої затримки в черзі. Проте на практиці майже неможливо штучно створити такі умови, щоб за одиницю часу надходила конкретна кількість статей, адже усі вони надходять від великої кількості незалежних джерел (авторів). Тому стаціонарним вважається режим, коли інтенсивності надходження та опрацювання статей є приблизно однаковими, а коливання кількості статей на вході є незначними та самокомпенсуються у процесі роботи. При такому режимі черга періодично утворюється і вичерпується, а її довжина коливається у певних межах. Відповідно, статті, що потрапили в чергу, відіграють роль своєрідного запасу, який гарантує наповненість номерів тоді, коли в редакцію надходить менше статей, ніж потрібно. Саме у такому режимі працюють видання із задовільним заповненням портфеля та нормальним стаціонарним режимом роботи.

У третьому з перелічених вище випадків інтенсивність опрацювання статей є меншою, ніж інтенсивність їх надходження, що неодмінно приводить до утворення черги, довжина якої постійно зростає. Очевидно, що такий режим роботи не є стаціонарним і не може вважатися задовільним.

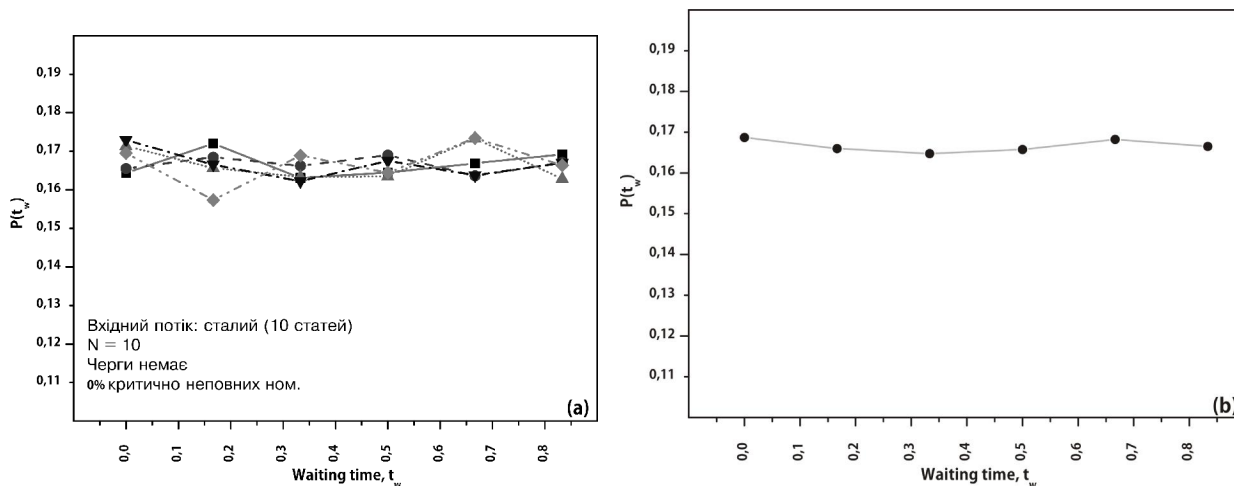


Рис. 1. Розподіли часів очікування статей до друку  $P(t_w)$  у виданні, коли кількість статей, надісланих протягом характерного для видання періоду, дорівнює необхідній кількості статей, що можуть бути опубліковані в номері. Кожна точка показує ймовірність того, що час очікування статті до прийняття в друк (кількість днів, нормована на характерний період)

буде належати проміжку  $[t_w^i, t_w^{i+1})$ . Лініями різного типу показані результати п'яти незалежних експериментів. (а). Усереднені результати наведені на рисунку (б)

Моделювання процесу редакційного опрацювання надісланих статей розпочинаємо з примітивного випадку, коли кількість статей, надісланих впродовж одного періоду видання, завжди дорівнює кількості статей, що можуть бути прийняті до одного номера. Тут і надалі в роботі фіксуємо максимальну кількість статей у номері – 10 ( $N=10$ ). Крім обмеження згори (фізичний обсяг видання), у моделі необхідно зафіксувати відповідну мінімальну допустиму кількість статей в номері: в роботі критично неповними вважатимемо номери, заповнені менше, ніж на 75%. Час очікування статей до друку  $t_w$  визначається як кількість днів між моментом їх надходження у редакцію та черговим засіданням редакційної колегії, де вони приймаються до друку. Моменти надходження статей є випадковими і рівномірно розподілені у часі – отже, якщо кількість надісланих статей буде завжди дорівнювати обсягу одного номера, то розподіл величини  $t_w$  також буде рівномірним. Цей висновок підтверджує рис. 1, на якому наведені одержані розподіли часу очікування статей до друку  $P(t_w)$  за умови, що за кожен період надходить рівно 10 статей при  $N=10$ .

Проте на практиці кількість надісланих у журнал статей протягом кожного періоду не є однаковою, а коливається у певних межах. З теорії СМО відомо, що вхідний потік задач, які надходять із багатьох незалежних джерел, моделюється як пуассонівський потік. Тоді кількість надісланих задач  $k$  на будь-якому проміжку часу  $t$  описується розподілом Пуассона [8]:

$$P_k(t) = \frac{(It)^k}{k!} \exp(-It), \quad k \geq 0, \quad t \geq 0, \quad (2)$$

де  $\lambda$  – інтенсивність вхідного потоку або кількість задач, що надійшли у систему за одиницю часу.

Оскільки розподіл Пуассона є однопараметричним, то можна припустити, що кількість надісланих до редакції статей за відповідний період часу може бути також розподілена за законом Гаусса. Цей розподіл є близьким до Пуассонівського, проте він є уже двопараметричним:

$$P_k(t) = \frac{1}{s \sqrt{2p}} \exp\left(-\frac{(t-m)^2}{2s^2}\right) \quad (3)$$

де  $m$  – математичне сподівання (середня кількість статей, що надходять за визначений період часу), а дисперсія  $\sigma$  характеризує середньоквадратичне відхилення, тобто цей параметр дає змогу врахувати, наскільки сильно кількість надісланих статей може відрізнятись у певний період від середньої величини. Таке припущення дає змогу врахувати інші випадкові складові, що можуть впливати на інтенсивність надсилання статей. Однопараметричним розподілом Пуассона можна задати середню кількість статей, надісланих за період часу і автоматично генерує відхилення від цієї величини в один чи інший бік. З іншого боку, двопараметричний розподіл Гаусса, окрім середньої очікуваної величини, дає змогу задати також очікувану величину відхилення від неї, тобто точніше налаштувати параметри вхідного потоку.

#### **Модель А. Усі статті приймаються до друку одночасно**

Кількість статей, надісланих за визначений період часу до редакції, генерується як пуассонівська, або нормально розподілена випадкова величина. Маючи кількість статей, що надходять у кожен наступний період, моменти їх надходження рівномірно випадково розкидаємо на відповідному проміжку часу. Тепер характерною стає ситуація, коли до редакції надходить випадкова кількість статей, що відрізняється у той чи інший бік від середнього. Якщо статей надійшло більше, ніж потрібно, то до друку приймається лише необхідна їх кількість за прийнятим принципом вибору з черги. Тут можливі кілька сценаріїв, наприклад: "першим прийшов, першим опрацьований" ("first-in-first-out", FIFO) або випадковий принцип опрацювання (RANDOM). Статті, що не увійшли до найближчого номера, можуть або ставати в чергу, або ж відхилятися також за певним принципом.

Оскільки нас цікавить часовий проміжок між датою надходження статті та формальною датою її прийняття до друку, то найперше розглянемо варіант, коли, незалежно від максимального обсягу номера, до друку приймаються усі надіслані статті. У цьому випадку стаття офіційно вважається

прийнятою до друку (фіксується саме дата прийняття), хоча фактично публікуватися вона може пізніше. Природно, що такий спосіб редакційного опрацювання надісланих статей знову ж таки приводить до рівномірного розподілу часу очікування статей до друку  $t_w$ , як показано на рис. 2.

Зрозуміло також, що за таким варіантом розвитку подій окремого дослідження вимагатиме питання про розподіл часів від моменту прийняття їх до друку та реальним часом опублікування статті. Тут, зокрема, можуть проявитись усі негативні ефекти, пов'язані із можливістю нескінченного зростання черги. Загалом цей випадок є еквівалентним до Моделі В, що розглядається нижче.

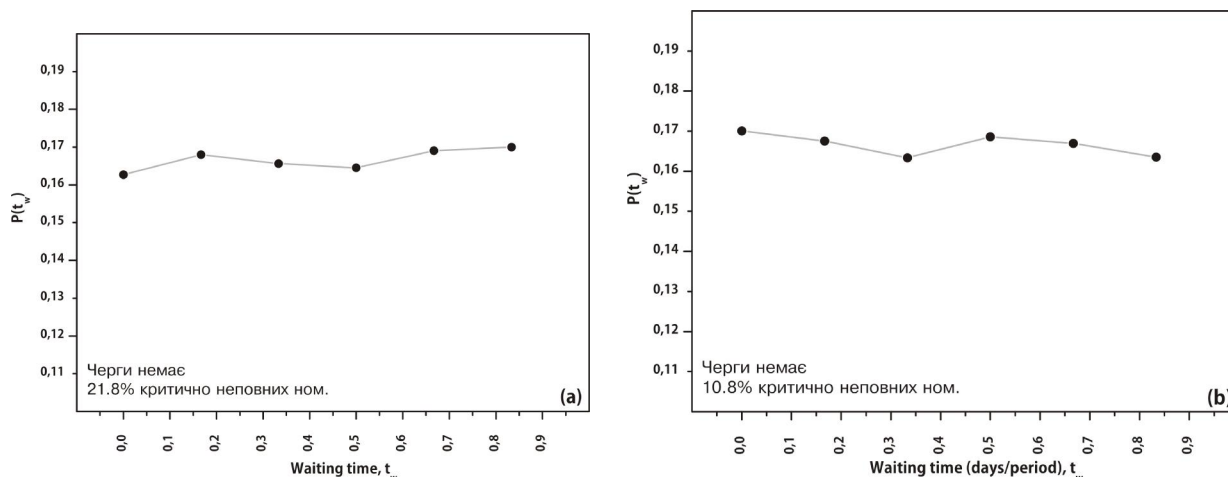


Рис. 2. Усереднені результати моделювання для випадків, коли кількість надісланих за період статей є величиною, що розподілена за законом Пуассона при  $I=10$  (a) та за законом Гаусса при  $m=10$ ,  $\sigma=2$  (b). До друку одночасно приймаються усі надіслані статті, що знаходяться в портфелі на момент чергового засідання редакційної колегії

Можна підсумувати, що час очікування  $t_w$  буде розподілений рівномірно тоді, коли редакція працює у такому режимі: усі надіслані статті відразу ж приймаються до друку та не утворюють черги. Проте на практиці такий режим роботи редколегії, зокрема, за великих інтенсивностей вхідного потоку, приводитиме до неконтрольованого росту черги статей, що очікують на опублікування. Тому він не є прийнятним.

У наступній серії модельних експериментів розглянемо випадки, коли до друку може бути прийнята лише обмежена кількість статей, а їх залишок переноситься на наступні періоди. Відповідно, якщо стаття не потрапляє у найближчий номер, то вона переходить у чергу на наступний період, а час її очікування збільшується на величину цього періоду. Вибирати статті до друку можна за різними сценаріями, з яких ми розглянемо два найпростіші: випадковий вибір статей (RANDOM) та відбір статей за послідовністю їх надходження (FIFO). Можна припустити, що моделюючи вибір статей за сценарієм RANDOM, ми моделюємо роботу з багатьма пріоритетами. При цьому кожній статті випадковим чином присвоюється певне значення важливості, відповідно до якого редколегія приймає статтю до друку раніше чи пізніше.

### Модель В. Надлишкові статті заносяться у чергу

#### Відбір до друку за правилом FIFO, обмежень щодо черги немає

Вхідний потік статей моделюємо як пуассонівський або гауссівський. Відповідно, в обох випадках маємо можливість керувати параметрами, що відповідають за інтенсивність надходження статей. У випадку, коли кількість надісланих статей розподілена за законом Пуассона (**Ошибка! Источник ссылки не найден.**), за інтенсивність вхідного потоку відповідає параметр  $\lambda$ . Для нормального вхідного потоку аналогічним до  $\lambda$  є параметр  $m$  (середнє значення), а додатково можна контролювати величину ймовірного відхилення від цього значення, змінюючи величину дисперсії  $\sigma$ .

Змінюючи інтенсивність надходження статей у редакцію протягом характерного періоду, змодельємо різні режими роботи редакційної колегії, про які йшлося вище. Спочатку розглянемо випадки, коли статті з портфеля вибираються за послідовністю їх надходження (FIFO), тобто без жодних пріоритетів. Якщо інтенсивність надходження статей є малою, то черга практично ніколи не виникає. У цьому випадку часи очікування статей розподілені більш-менш рівномірно, рис. 3, а, проте значна частка опублікованих номерів виявляються критично неповними. Для випадків, результати яких показані на рис. 3, а від 98% до 100% усіх номерів виявились неповними. Отже, такий режим роботи редакційної колегії також є незадовільним.

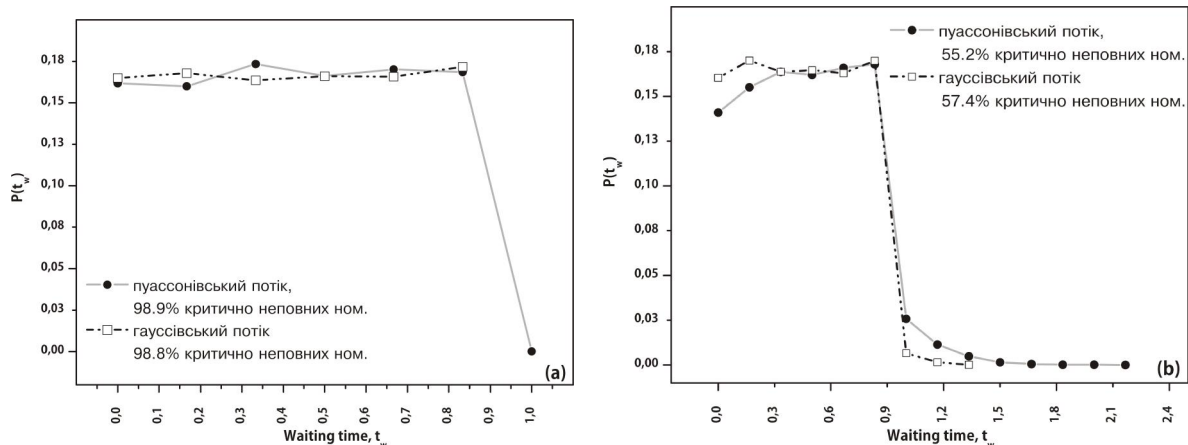


Рис. 3. Усереднені розподіли часу очікування  $P(t_w)$  статей до друку для випадків: а – з пуассонівським вхідним потоком при  $I=3$  та гауссівським вхідним потоком при  $t=3, \sigma=2$ ; б – з пуассонівським вхідним потоком при  $I=7$  та гауссівським вхідним потоком при  $t=7, \sigma=2$ . Спосіб вибору статей – FIFO,  $N=10$

Із зростанням інтенсивності вхідного потоку починає утворюватись черга, проте спочатку її довжина не наростає, а коливається у певних межах. Статті, що знаходяться у черзі, можуть використовуватися для доповнення номерів у випадках, коли статей надійшло менше, ніж потрібно. Отже, маємо дві категорії статей: ті, що були прийняті в межах одного періоду, а також такі, що були перенесені на наступний період (друга "сходінка" на рис. 3, б чи навіть періоди. Такий режим роботи за відсутності значних відхилень від середнього значення можна назвати стаціонарним або квазістаціонарним. Для випадків, коли при  $N=10$  середня інтенсивність надходження статей дорівнює 7, кількість критично неповних номерів зменшується до  $\approx 56\%$ . При цьому довжина черги коливається, а не накопичуються з часом.

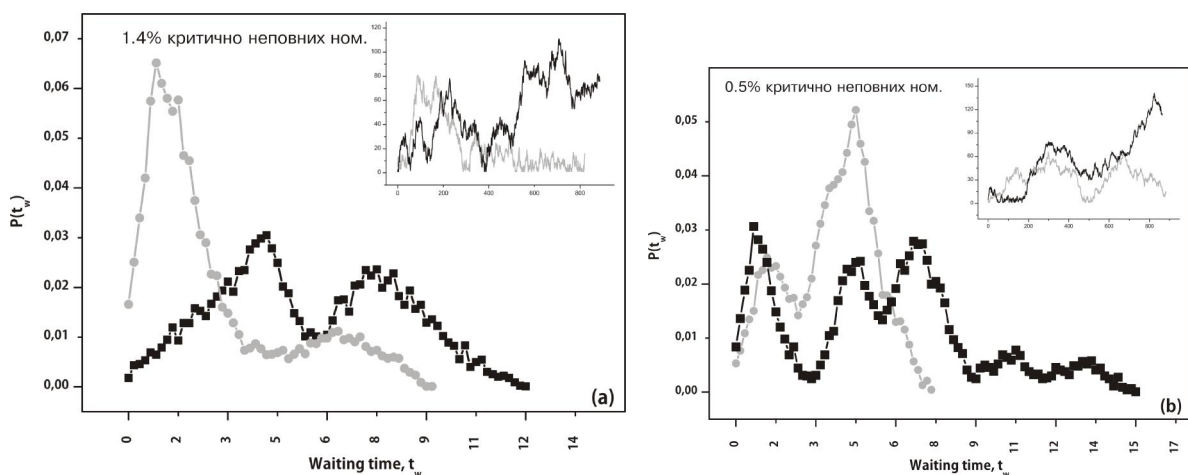


Рис. 4. Типові розподіли часу очікування  $P(t_w)$  статей до друку для випадків, коли кількість надісланих статей розподілена за законом Пуассона при  $I=10$  (а) та за законом Гаусса при  $t=10, \sigma=2$  (б).  $N=10$ , спосіб вибору статей з портфеля – FIFO. Динаміка зміни довжини черги для відповідних випадків показана на вставках

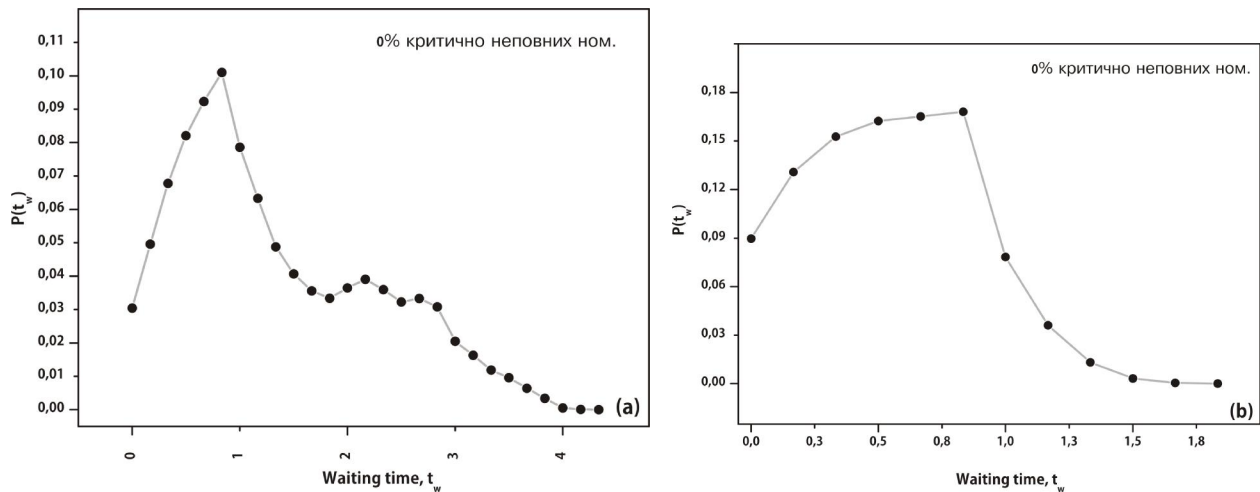


Рис. 5. Усереднені розподіли  $P(t_w)$  для випадків з гауссівським вхідним потоком при  $m=10$  та малими значеннями дисперсії:  $\sigma=0.5$  (a),  $\sigma=0.2$  (b).  $N=10$ , сценарій вибору статей – FIFO. Додаткові обмеження на довжину черги не накладаються

Нарешті, на рис. 4 показані результати імітаційного моделювання для випадків, коли інтенсивність надходження статей приблизно дорівнює швидкості їх опублікування у виданні. На рис. 4 бачимо, що розподіли часу очікування набувають коливого характеру: час від часу з'являються піки, що надалі згасають. У цих випадках ми не можемо побачити характерної картини і говоримо про нестабільний стан системи, довжина черги при цьому поступово зростає з часом (див. вставки до рис. 4). Природно, що подальше збільшення інтенсивності надходження статей тільки прискорює процес накопичення черги. Проте у таких умовах лише близько одного відсотка номерів виявляється критично неповними. Отже, покращення одного параметра супроводжується погіршенням іншого. Редакція, зацікавлена в максимальній наповненості номерів, не може безмежно розширювати свій портфель, бо таким чином збільшується середній час очікування статей до друку, що суперечить інтересам авторів статей, а отже, і редакції загалом. Компромісна точка рівноваги, коли інтереси обох сторін задоволені, є дуже нестабільною через фактор випадковості. При моделюванні вхідного потоку випадковою є величина відхилення кількості надісланих статей за один період від середньої. Наприклад, за умови пуассонівського вхідного потоку існує можливість, що за один період буде надіслано набагато більше статей, ніж завжди. При цьому зразу утвориться достатньо довга черга, яка ймовірно далі наростатиме, адже для її зменшення знадобиться знову ж таки значне відхилення від середнього значення у протилежний бік – коли за один період надійде дуже мало статей. У випадку гауссівського вхідного потоку є можливість задати не лише середнє значення, але й величину дисперсії, що само по собі зменшує нестабільність системи та дає змогу уникнути випадків з різким напливом статей або їх відсутністю. Зменшуючи значення  $\sigma$ , ми фактично зменшуємо вплив фактора випадковості. На рис. 5, а бачимо, що при значенні дисперсії  $\sigma=0.5$  максимальні часи очікування статей не перевищують 5 періодів, тоді як при  $\sigma=2$  (рис. 4, б) статті можуть знаходитися у черзі втричі довше. При подальшому зменшенні дисперсії до  $\sigma=0.2$  (рис. 5, б) можна спостерігати перехід системи до стаціонарного стану, коли практично відсутні критично неповні номери, а максимальний час очікування статей до друку не перевищує два періоди, що при вибраних параметрах моделювання означає 2 місяці. Проте на практиці фактор випадковості контролювати неможливо, тому система самостійно не може перейти до стаціонарного стану – необхідні додаткові штучні обмеження.

#### ***Відбір до друку за правилом RANDOM, обмежень щодо черги немає***

У групі попередніх модельних експериментів статті приймалися до друку в порядку їх надходження (тобто, за правилом FIFO). Наступна група модельних експериментів передбачає випадковий вибір статей (правило RANDOM), а їх залишок формує чергу так само, як і в попередніх випадках.

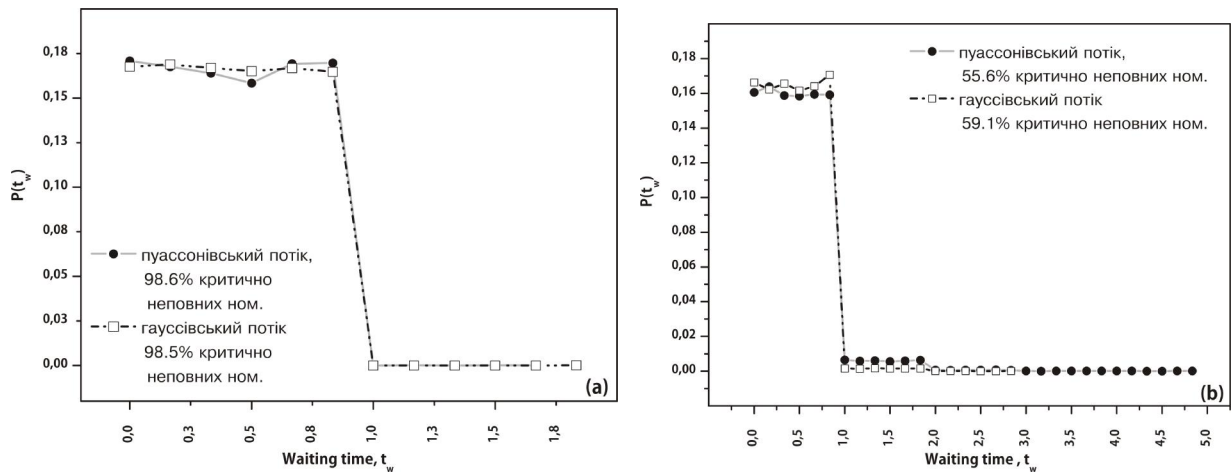


Рис. 6. Усереднені розподіли часу очікування  $P(t_w)$  статей до друку для випадків:

a – з пуассонівським вхідним потоком при  $I=3$  та гауссівським вхідним потоком при  $t=3$ ,  $\sigma=2$ ;

b – з пуассонівським вхідним потоком при  $I=7$  та гауссівським вхідним потоком при  $t=7$ ,  $\sigma=2$ .

Спосіб вибору статей з – RANDOM,  $N=10$

Порівняємо результати моделювання за однакових умов, але з різними правилами відбору статей з портфеля. З рис. 6, а бачимо, що при малій інтенсивності надходження статей спостерігається практично та сама картина, що й при виборі статей за правилом FIFO: рівномірно розподілені часи очікування статей до друку, деякі статті можуть переноситись на наступний номер видання, формуючи другу "сходінку", а понад 98% номерів є критично неповними.

У режимі з вищою інтенсивністю надходження статей (рис. 6, б при випадковому виборі статей із портфеля утворюється більш виражена, порівняно із випадком FIFO (див. рис. 3, б), друга "сходінка". Проте інтерпретація залишається такою самою: якщо статей надходить більше, то час очікування частини з них збільшується на величину одного періоду. В цих випадках більше половини номерів є критично неповними.

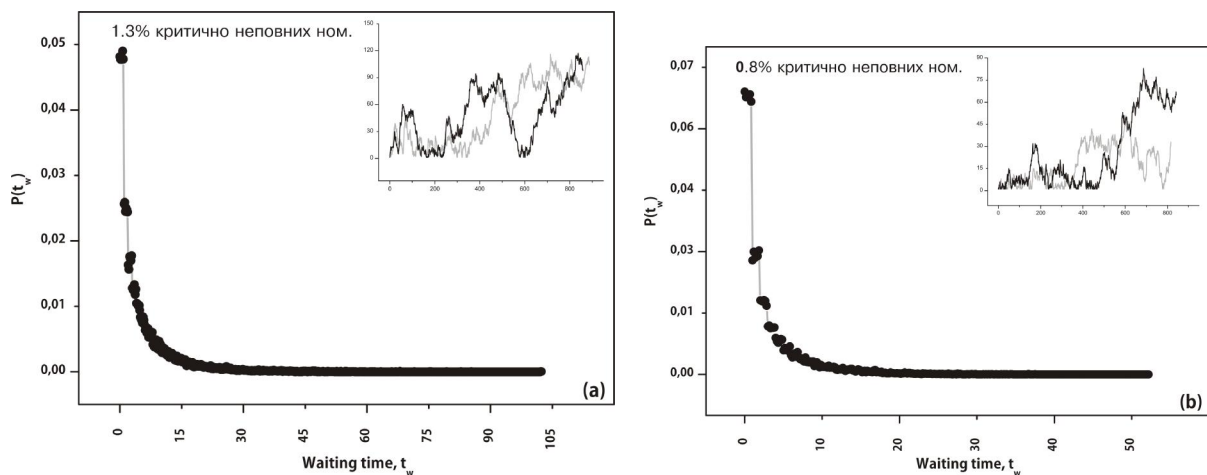


Рис. 7. Усереднені розподіли часу очікування  $P(t_w)$  статей до друку для випадків,

коли кількість надісланих статей розподілена за законом Пуассона при  $I=10$  (a)

та за законом Гауса при  $t=10$ ,  $\sigma=2$  (b).  $N=10$ , спосіб вибору статей з портфеля – RANDOM.

Динаміка зміни довжини черги для відповідних випадків показана на вставках



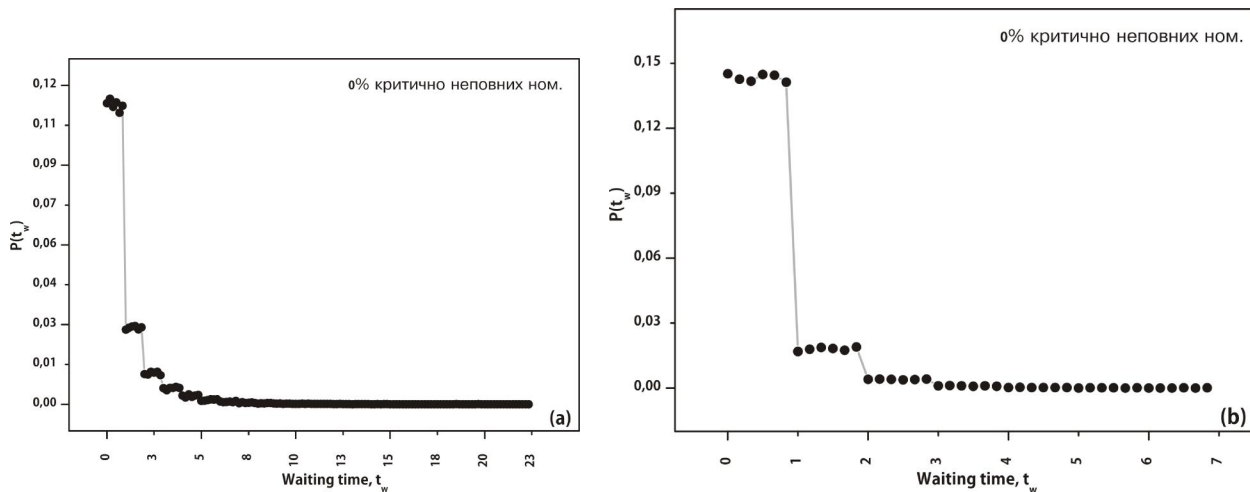


Рис. 8. Усереднені розподіли  $P(t_w)$  для випадків з гауссівським вхідним потоком при  $m=10$  та малими значеннями дисперсії:  $\sigma=0.5$  (а),  $\sigma=0.2$  (б).  $N=10$ , сценарій вибору статей з портфеля – RANDOM. Додаткові обмеження на довжину черги не накладаються

Коли інтенсивність вхідного потоку статей стає співмірною із інтенсивністю їх опрацювання, то в усіх випадках система переходить у нестационарний стан, коли значення часу очікування безмежно зростає. Частка критично неповних номерів зменшується і становить в середньому 1%. Проте якщо використовується правило вибору статей із портфеля FIFO (див. рис. 4), то функція розподілу  $P(t_w)$  набуває коливного характеру, а якщо використовується правило RANDOM (див. рис. 7), то  $P(t_w)$  різко спадає, і характер кривих при моделюванні практично не змінюється. Таку різну поведінку  $P(t_w)$  можна пояснити тим, що у RANDOM моделі виникає своєрідне згладжування результатів для часів очікування. Довжина черги у переважній більшості змодельованих вище випадків зростає з часом. Аналогічно до результатів моделювання, зображених на рис. 5, при зменшенні значення дисперсії для гауссівського вхідного потоку система починає працювати більш оптимально, а максимальне значення часу очікування статей значно зменшується.

Можна підсумувати, що оптимальним режимом роботи редколегії може вважатись такий, при якому частка критично неповних номерів є малою, а довжина черги коливається у певних межах, не виявляючи тенденції до загального зростання. Змодельовавши випадки для декількох різних значень вхідних параметрів при розподілах кількості надісланих статей за законами Пуассона чи Гауса, ми побачили, що на практиці можна досягти лише квазістационарного стану системи, який із доволі високою ймовірністю знову ж таки може перейти в нестационарний стан. Отже, щоб робота відбувалась у стаціонарному режимі, необхідно вносити додаткові штучні обмеження, що можуть зокрема полягати у комбінації різних методів попереднього оцінювання надісланих статей. Прикладом цьому є робота редколегії журналу "Nature", де, окрім стандартної схеми незалежного рецензування робіт, активно використовується етап попередньої оцінки роботи з можливістю її відхилення членами редколегії або ж технічним редактором [9].

### Модель С. Довжина черги штучно обмежена

Наступним кроком стало внесення у модель умови щодо штучного обмеження довжини черги. Тобто, якщо черга перевищує певну довжину, її штучно зменшуємо, "відхиляючи" частину статей. Припустимо, що редакція видання обмежує розмір черги кількістю статей, яке необхідне для заповнення ще одного номера – за правилом "номер в запасі". Крім того, можна задавати різні правила обрізання черги: статті для відхилення можуть обиратися випадковим чином (схема з багатьма пріоритетами), за послідовністю їх надходження або ж за іншими сценаріями. Ми в моделі

розглянемо два найпростіші сценарії відхилення статей: випадковим чином (RANDOM) або ж з кінця черги, коли відхиляються статті, що надійшли останніми ("last-in-first-out", LIFO). Далі наводимо результати моделювання для різних значень вхідних параметрів за умови, що в усіх випадках при  $N=10$  максимальна довжина черги дорівнює обсягу одного номера, тобто  $L=10$ . Кожен модельний експеримент характеризується такими параметрами: тип вхідного потоку, правило вибору статей з портфеля (FIFO/RANDOM) та правило відхилення статей для скорочення черги (LIFO/RANDOM).

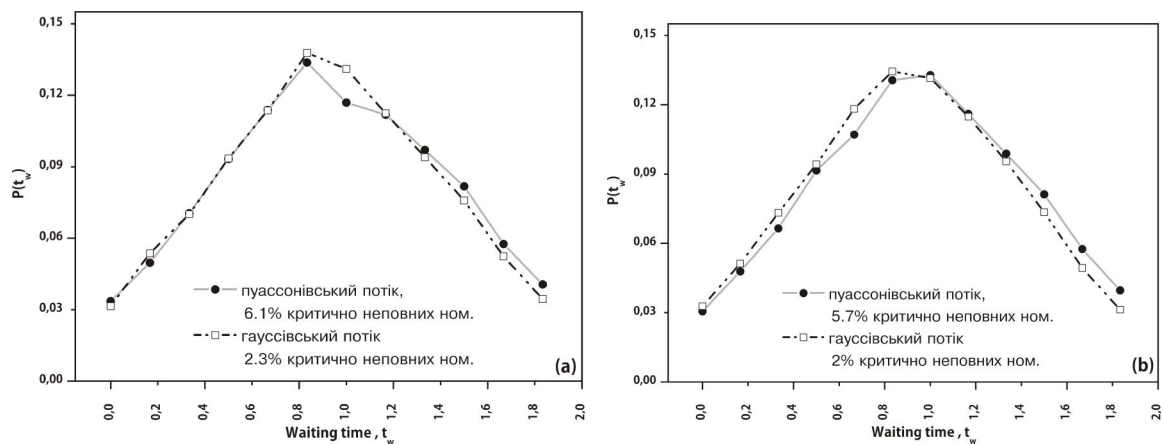


Рис. 9. Усереднені результати моделювання для випадків, коли кількість надісланих за період статей є величиною, що розподілена за законом Пуассона при  $I=10$  та за законом Гаусса при  $m=10, \sigma=2$ .  $N=10, L=10$ , відбір статей до друку відбувається за сценарієм FIFO, відхилення статей – за сценарієм LIFO (a), RANDOM (b)

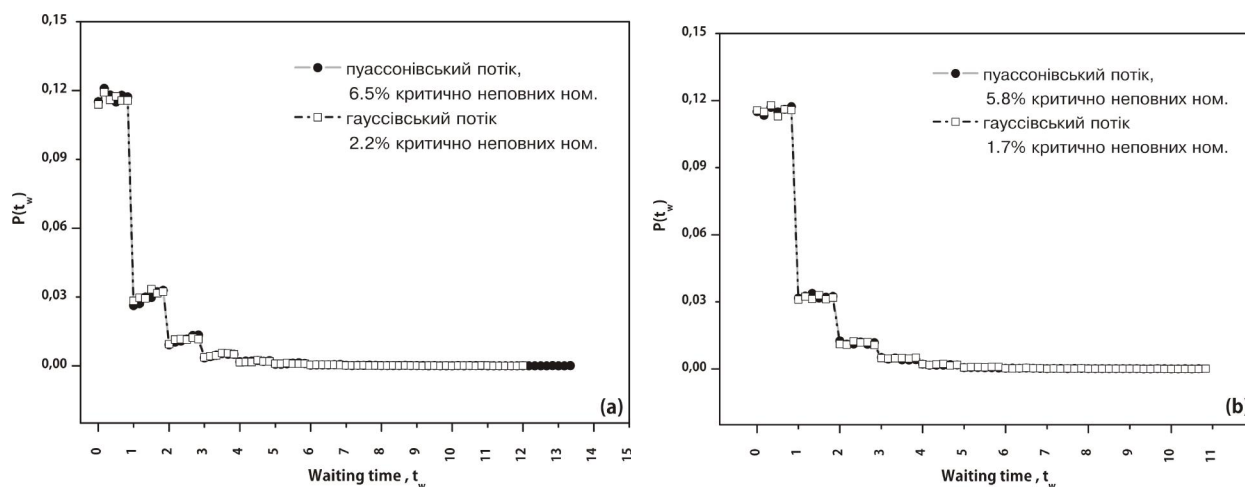


Рис. 10. Усереднені результати моделювання для випадків, коли кількість надісланих за період статей є величиною, що розподілена за законом Пуассона при  $I=10$  та за законом Гаусса при  $m=10, \sigma=2$ .  $N=10, L=10$ , відбір статей до друку відбувається за сценарієм RANDOM, відхилення статей – за сценарієм LIFO (a), RANDOM (b)

Як було згадано вище, жоден із змодельованих випадків роботи редакційної колегії, де не використовуються додаткові штучні обмеження, не може відображати реальну ситуацію. З іншого боку, у випадках, де накладаються обмеження на довжину черги, можна побачити типові форми кривої розподілу  $P(t_w)$ . У випадку, коли статті обираються за послідовністю надходження (FIFO), тобто відсутні пріоритети, розподіл формує криву з одним максимумом, що лежить у проміжку від нуля до 2 для вибраних параметрів моделі. Максимум розподілу відображає найбільш ймовірний

час очікування (приблизно дорівнює одному періоду) статей у цій ситуації. Через обрізання черги на рівні одного запасного номера статті не можуть очікувати на опублікування довше, ніж 2 характерні періоди. У випадку, коли статті обираються за сценарієм RANDOM, тобто за пріоритетами, при інтенсивності надходження статей більшій за швидкість їх опрацювання, бачимо, що розподіл часу очікування статей  $P(t_w)$  починає формувати криву, яка наближається за формою до одержаних експериментальним шляхом кривих у роботах [1-5], проте спадає значно швидше, прямуючи до експоненційної залежності.

### Висновки

Результати проведених модельних експериментів свідчать про те, що дані про часові рамки проходження статей при редакційному опрацюванні у наукових періодичних виданнях можуть використовуватися для одержання корисної інформації про роботу редакційної колегії загалом. За допомогою побудованих розподілів для часів очікування статей до друку можна встановити: у якому режимі працює редколегія; яке співвідношення швидкості надходження нових матеріалів та їх опублікування. Такий аналіз також може слугувати підставою для рекомендації зміни періодичності виходу видання або ж його фізичного обсягу. Дослідивши форму розподілу для часів очікування та динаміку зміни довжини черги статей, прийнятих до друку, можна визначити, у який спосіб вибираються та відхиляються рукописи при їх опрацюванні. Легко також встановити такі характерні для конкретного видання параметри, як максимальний та середній час опрацювання статей. Усе це дає змогу сформулювати *перший висновок* щодо доречності рекомендації для усіх наукових періодичних видань вказувати відповідні дати отримання рукопису та прийняття його до друку в опублікованих статтях.

Із результатів проведеного дослідження випливає *другий висновок* про те, що на основі даних про час отримання рукопису редколегією та прийняття його до друку, що можуть бути одержані безпосередньо з опублікованих статей, існує можливість отримати інформацію про режим роботи редакційної колегії, не втручаючись у її роботу.

У процесі дослідження виявлено основні режими роботи редколегії, зокрема у випадках, що моделюють реальний процес опрацювання статей із обмеженою довжиною черги. Показано, що в усіх випадках реалістичних моделей функції розподілу для часів очікування досить швидко убувають у довгочасовій асимптотиці. При цьому виявлено два типи характерної поведінки для відповідних функцій розподілу: залежності із одним яскраво вираженим максимумом або ж такі, у яких проявляються сходинки в ділянці порівняно малих часів очікування. У довгочасовій ділянці функції розподілу для часів очікування проявляли поведінку, близьку до степеневої лише у випадках, далеких від реалістичних, тобто тоді, коли черга статей, що очікують на опублікування, безмежно зростає. Проте навіть у цьому випадку при наближенні параметрів моделювання до умов квазістаціонарного стану значення показника степеня у довгочасовій асимптотиці функцій розподілу значно перевищують (щонайменше вдвічі) значення, що є типові для інших видів людської діяльності, а також ті, які були одержані [1–5] для конкретних періодичних видань шляхом статистичної обробки даних про часи отримання і прийняття до друку статей, що були у них опубліковані. Це дає змогу зробити *третій висновок* про те, що типова у ділянці великих часів поведінка функцій розподілу для часів очікування статей до друку, яка спостерігається у випадку авторитетних наукових видань, є зумовлена саме процесом незалежного рецензування статей, що привносить свій специфічний вклад у формування так званих "довгих хвостів" розподілу. Очевидно, що таке твердження потребуватиме ще додаткової перевірки, яка мала б ґрунтуватися на обробці даних для більшого масиву конкретних наукових видань, проте результати моделювання дають змогу робити його досить впевнено.

1. Johansen A. *Probing human response times*, *Physica A*, 2004, vol. 338, No. 1-2, 286–291.
2. Barabási A. *The origin of bursts and heavy tails in human dynamics*, *Nature*, 2005, vol. 435, 207–211.
2. Oliveira J.G., Barabási A. *Darwin and Einstein correspondence patterns*, *Nature*, 2005, vol. 437,

1251.3. Stouffer D.B., Malmgren R.D., Amaral L.A.N. Log-normal statistics in e-mail communication patterns, arXiv:physics/0605027, v1 3 May 2006. 4. Vázquez A., Oliveira J.G., Z. Dezsö, Goh K.-I., Kondor I., Barabási A. Modeling bursts and heavy tails in human dynamics, *Phys. Rev. E*, 2006, vol. 73, 036127. 5. Мриглод О., Головач Ю. Вивчення динаміки людської активності на основі статистики часу редакційного опрацювання наукових статей // *Відбір і обробка інформації*. – 2007. – 28(104), в друці. 6. Mryglod O., Holovatch Yu. Human activity as the decision-based queueing process: statistical data analysis of waiting times in scientific journals // *Вісник Нац. ун-ту "Львівська політехніка"*. 2007. – № 598. – С. 96–100. 7. Томашевський В.М. *Модельовання систем*. К.: Видавнича група ВНУ, 2005. – 352 с. 8. Campbell Ph. Pressures on peer review at Nature journals // *Conference "Peer review Its present and future state"*. – Prague. – 12-13 October 2006.

УДК 622.69.4

С. Гладун, Н. Притула\*, Б. Землянський\*, О. Химко\*\*

Об'єднане диспетчерське управління ДК "Укртрансгаз",

\*Центр математичного моделювання ІППММ ім. Я.С. Підстригача НАН України,

\*\*Національний університет "Львівська політехніка"

## РОЗРАХУНОК ГІДРОДИНАМІЧНИХ ПАРАМЕТРІВ СТАНУ ОБ'ЄКТІВ ТРАНСПОРТУ ГАЗУ

© Гладун С., Притула Н., Землянський Б., Химко О., 2008

**Запропоновано алгоритми ідентифікації параметрів термогідрравлічного стану об'єктів транспорту газу та проведено апробацію їх роботи на магістральних газопроводах.**

**Algorithms of identification of thermo hydraulics parameters of state of gas-transport objects are proposed in the work and the approbation their work on main pipelines is realized**

### Вступ

Для розв'язування задач, пов'язаних з моделюванням режимів газотранспортної системи (ГТС), необхідно знати як параметри моделей (газодинамічні), так і параметри, які характеризують стан об'єктів системи (адаптивні). До основних адаптивних параметрів для розподільних мереж належать коефіцієнт гідрравлічного опору трубопроводів та коефіцієнт теплопровідності ґрунту. На точність розрахунку адаптивних параметрів об'єктів ГТС істотно впливає система вимірювання параметрів газу (розміщення приладів вимірювання, частота і точність вимірювання), а також структура граф-схеми ГТС. Важливим чинником, який впливає на складність побудови системи ідентифікації, є неусталеність режиму транспорту газу. Він пов'язаний із зміною: стану запірної арматури, продуктивності компресорних станцій (ГТС), відборів і надходження газу і т.д.

### Огляд робіт і результатів

Проблемам ідентифікації параметрів складних газотранспортних систем присвячені роботи [1–3]. Цим роботам передувала робота [4] для енергетичних мереж. У ній сформульовано критерій ідентифікованості лінійних систем: кількість вимірювань та їх розміщення повинно бути таким, щоб ранг системи рівнянь (модель мережі) був не меншим ніж число невідомих. Для магістральних газотранспортних систем більшість проведених досліджень мають обмежене застосування. Це пов'язано із незначною кількістю приладів вимірювання витрат газу і тиску. В більшості випадків виміряти тиск газу можна тільки на входах і виходах компресорних станцій (КС). На багатьох КС витрата взагалі не вимірюється. Крім сказаного, важливим є: робота ГТС в нестационарному