

Сергій Анатолійович Микусь (канд. військ. наук, доц.)

Національний університет оборони України імені Івана Черняхівського, Київ, Україна

ДОСЛІДЖЕННЯ АЛГОРИТМІВ ПІДТРИМКИ ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ В СИСТЕМІ УПРАВЛІННЯ ЗВ'ЯЗКОМ ЩОДО ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ ФУНКЦІОНАЛЬНОЇ СТІЙКОСТІ СИСТЕМИ ЗВ'ЯЗКУ

У статті описано результати статистичної обробки даних, одержаних у результаті виконання множини тестів для алгоритмів логічного F-виведення. Ідея, яка реалізується у цій роботі, спрямована на зменшення кількості звернень в системі управління зв'язком за інформацією до зовнішніх джерел, а також загального часу роботи за рахунок розпаралелювання завдань. Формальне обґрунтування зменшення числа запитів являє собою математично невизначену задачу, яка суттєво залежить від вихідних даних. Тому на сьогодні алгоритми F-виведення можна вважати евристичними у тому розумінні, що їх переваги підтверджуються лише експериментально. Кількісна оцінка приросту ефективності функціонування системи управління зв'язком, ґрунтуючись на відношенні середньої кількості зовнішніх запитів, свідчить про підвищення ефективності функціонування систем зв'язку при обґрунтуванні варіантів динамічної маршрутизації в ній. У середньому, завдяки застосуванню методу F-виведення можна стверджувати про підвищення ефективності управління зв'язком до 13,5 %.

Ключові слова: FS-система, F-виведення, гіпотеза, статистичний критерій.

Вступ

Важливе питання, що виникає при комп'ютерній реалізації FS-систем [1-3], полягає в обґрунтуванні формату представлення даної алгебраїчної структури і заданих бінарних відносин. Так, наприклад, для булеана при кількості його атомів n загальне число елементів становить 2^n . Таким чином, в загальному випадку зберігання продукційно-логічних відносин в FS-системі у вигляді статичної матриці, наприклад, матриці суміжності, не підходить. Невеликий приклад містить близько 100 елементарних значень об'єктів, які при моделюванні трансформуються у відповідну кількість атомів. У даній ситуації використовувалися б величезні матриці, повне зберігання яких в пам'яті комп'ютера було б неефективним і на практиці навряд чи можливим. Тому бінарне відношення в FS-системі практично можна зберігати лише у вигляді динамічної множини пар її елементів [1].

Постановка проблеми. Відомо, що при розробці теоретичних положень не завжди приділяється належна увага прикладним питанням. Тому в результаті виникає ситуація, коли для практичного застосування цих положень недостатньо інтелектуальних або обчислювальних ресурсів. Одна з основних цілей даного дослідження – продемонструвати можливість застосування методу F-виведення на практиці.

Аналіз остатніх досліджень і публікацій. В багатьох наукових працях є матеріал про результати статистичних досліджень математичного та програмного забезпечення. На думку фахівців саме методи математичної

статистики забезпечують об'єктивну кількісну оцінку достовірності наукових результатів [4,5].

Метою статті є представлення дослідження алгоритмів підтримки прийняття рішень в системі управління зв'язком щодо забезпечення функціональної стійкості системи зв'язку, які використовують підхід так званого F-виведення.

Виклад основного матеріалу дослідження.

Нагадаємо, FS-система $\langle F_F, \Omega_F, \Omega_R \rangle$ це система алгебри (алгебраїчна структура, алгебраїчна система), на якій разом з операціями над будь-якою парою її елементів (\wedge («перетин») та \vee («об'єднання»)) додатково задано бінарне відношення R з продукційно-логічними властивостями [1]. Продукційно-логічне виведення нових знань на FS-системі назвемо F-виведенням.

При виконанні алгоритмів F-виведення, може виконуватись дещо більша кількість обчислень, у порівнянні зі звичайним зворотнім виведенням. Ідея, яка реалізується у F-виведенні, спрямована на зменшення кількості звернень за інформацією до зовнішніх джерел, а також загального часу роботи за рахунок розпаралелювання завдань. Формальне обґрунтування зменшення числа запитів являє собою математично невизначену задачу, яка суттєво залежить від вихідних даних. Тому на сьогодні алгоритми F-виведення доцільно вважати евристичними так як їх переваги підтверджуються лише експериментально. З урахуванням цієї обставини особливої уваги набуває формальне дослідження результатів експериментів. У якості апарату такого дослідження застосовано математичну статистику.

У статті описано результати статистичної обробки даних, одержаних у результаті виконання множини тестів для алгоритмів логічного виведення. Для обґрунтування ефективності запропонованих у роботі [1] алгоритмів F-виведення було проведено 2100 автоматизованих тестів з базою знань системи підтримки прийняття рішень (СППР) контролю та управління системою зв'язку, розгорнутої на пунктах управління оперативної ланки (модуль забезпечення функціональної стійкості системи управління зв'язком). Завдання для перевірки генерувалися випадковим чином з можливістю контролю глибини виведення, кількості з генерованих правил та об'єктів.

Описані експерименти дозволяють визначати кількість запитів до зовнішніх джерел інформації у залежності від обсягів початкових фактів та правил. Одержані результати порівнюються за числом зовнішніх запитів з процедурами звичайного зворотнього виведення, F-виведення та його модифікацій. Результати експерименту обробляються у пакеті Statistica 13.3. Оброблення результатів проведеного експерименту здійснюється шляхом перевірки статистичних гіпотез. Для цього прийнято, що *статистичною* називають гіпотезу про вид невідомого розподілу чи про параметри відомих розподілів.

У подальшому *нульовою (основною)* будемо називати висунуту гіпотезу H_0 . Альтернативною (конкуруючою) – гіпотезу H_1 , яка суперечить гіпотезі H_0 . Також розрізнятимемо гіпотези, які мають одне і більше припущень. Якщо гіпотеза однозначно фіксує розподіл спостережень, то її називатимемо *простою*, у протилежному випадку – *складною*. У результаті перевірки гіпотези можуть бути допущені помилки двох родів. Помилка першого роду полягає у тому, що буде відхилена правильна нульова гіпотеза. Ймовірність помилки першого роду α називатимемо *рівнем значимості*. Помилка другого роду полягає у тому, що буде прийнято неправильну гіпотезу. Ймовірність похибки другого роду позначатимемо β [5].

Статистичним критерієм будемо вважати деяку випадкову величину K , яка служить для перевірки гіпотези. *Емпіричним (спостережним)* значенням K_{cp} називатимемо те значення критерію, яке обчислюється за вибірками. При цьому критичною областю будемо називати сукупність значень критерію, за яких нульову гіпотезу відхиляють. Рішення щодо істинності припущень будемо приймати на основі основного принципу перевірки статистичних гіпотез: якщо значення критерію, яке спостерігається, належить критичній області, то нульову гіпотезу відхиляють, якщо значення критерію належить області прийняття гіпотези, то гіпотеза приймається. У такому випадку точки, які відділяють критичну область від області прийняття гіпотези будемо називати *критичними точками (межами)* $k_{кр}$.

Критичну область, яка визначається нерівністю $K > k_{кр}$, де $k_{кр}$ – додатне число, будемо називати *правосторонньою*. У іншому випадку, при $K < k_{кр}$, де $k_{кр}$ – від'ємне число, область будемо називати *лівосторонньою*. *Двосторонньою* називатимемо критичну область, яка визначається нерівністю $K < k_1$, $K > k_2$, де $k_2 > k_1$. Для пошуку критичної області будемо задавати рівень значимості та шукати критичні точки, виходячи з наступних співвідношень:

для правосторонньої критичної області

$$P(K > k_{кр}) = \alpha(k_{кр} > 0);$$

для лівосторонньої критичної області

$$P(K < k_{кр}) = \alpha(k_{кр} < 0);$$

для двосторонньої симетричної області

$$P(K > k_{кр}) = (\alpha/2)(k_{кр} > 0), P(K < k_{кр}) = \alpha/2.$$

У якості критеріїв значимості будемо використовувати методи, які для кожної вибірки формально точно визначатимуть, чи задовольняють вибіркові критерії нульовій гіпотезі чи ні [5].

Критерії значимості будемо розглядати за трьома типами:

1. *Параметричні* – критерії значимості, які служать для перевірки гіпотез про параметри розподілу генеральної сукупності (як правило нормального розподілу).

2. *Непараметричні* – критерії, які для перевірки гіпотез не використовують припущень про розподіл генеральної сукупності.

3. *Критерії узгодження*, які служать для перевірки гіпотез про узгодження розподілу генеральної сукупності, з якої одержано вибірку, з раніше одержаною теоретичною моделлю (як правило – нормальним розподілом).

Під потужністю критерію будемо розуміти ймовірність попадання критерію у критичну область за умови, що справедливою є конкуруюча гіпотеза. Іншими словами, потужність критерію – це ймовірність не припустити помилку другого роду (відхилити нульову гіпотезу) [5].

Аналіз результатів експерименту будемо здійснювати шляхом порівняння дисперсій генеральних сукупностей. На практиці задача порівняння дисперсій виникає, коли необхідно порівняти достовірність результатів моделювання (статистики спостережень), методи прийняття рішень та ін. Очевидно, більш точним буде рішення (чи метод його отримання), який забезпечує найменше розсіювання результатів – найменшу дисперсію.

Нехай необхідно перевірити гіпотезу про те, що дві незалежні вибірки одержані з генеральних сукупностей з однаковими дисперсіями σ_X^2 та σ_Y^2 . Для цього будемо використовувати критерій Фішера F наступним чином:

1. Припустимо, що розподіл генеральних сукупностей є нормальним. При заданому рівні значимості α формується нульова гіпотеза H_0 : $\sigma_X^2 = \sigma_Y^2$ про рівність дисперсій нормальних

генеральних сукупностей за наявності конкуруючої гіпотези $H_1: \sigma_X^2 > \sigma_Y^2$.

2. Одержуємо дві незалежні вибірки з сукупностей обсягом n_X та n_Y відповідно.

3. Обчислюємо значення виправлених вибіркових дисперсій S_X^2 та S_Y^2 . Більшу з дисперсій позначають як S_1^2 , меншу – як S_2^2 .

4. Обчислюємо значення критерію Фішера F за формулою $F_{\text{спост}} = \frac{S_1^2}{S_2^2}$.

5. За таблицею критичних точок розподілу Фішера-Снедекора, за заданим рівнем значимості та числом ступенів свободи $v_1 = n_1 - 1$, $v_2 = n_2 - 1$, де v_1 – число ступенів свободи більшої виправленої дисперсії, відшукується критична точка $F_{\text{кр}}(\alpha, v_1, v_2)$. Якщо застосовується двосторонній критерій ($H_1: \sigma_X^2 \neq \sigma_Y^2$), критичну точку $F_{\text{кр}}\left(\frac{\alpha}{2}, n_1, n_2\right)$ відшукують за рівнем значимості $\frac{\alpha}{2}$ та числом ступенів свободи n_1 і n_2 (n_1 – число ступенів свободи більшої дисперсії).

6. Робиться висновок: якщо обчислене значення критерію F більше чи дорівнює критичному $F_{\text{спост}} \geq F_{\text{кр}}$, то значення дисперсії відрізняються від значення визначеного її рівня. У протилежному випадку ($F_{\text{спост}} < F_{\text{кр}}$) немає підстав для відхилення нульової гіпотези про рівність двох дисперсій [5].

Окрім дисперсій, результати експериментів будемо порівнювати за середніми значеннями нормальних генеральних сукупностей, представлених вибірками. Для вирішення цієї задачі будемо застосовувати t -тест Стьюдента за наступним алгоритмом.

Нехай є дві вибірки обсягом n_1 і n_2 . Перевіримо нульову гіпотезу $H_0: a_1 = a_2$ про рівність двох середніх значень нормальних сукупностей X та Y наступним чином.

1. Спочатку обчислюються оцінки середніх значень \bar{x}_1 , \bar{x}_2 та незміщені оцінки дисперсій S_1^2 та S_2^2 .

2. На заданому рівні значимості перевіряється гіпотеза про рівність дисперсій $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ при альтернативній гіпотезі $H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$.

3. Якщо H_0 приймається, то обчислюється

$$\text{статистика } t = \frac{|\bar{x}_1 - \bar{x}_2|}{S \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$$

$$\text{де } S = \left(\frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2} \right)^{\frac{1}{2}}.$$

У випадку з односторонньою областю ($H_1: a_1 > a_2$ або $H_1: a_1 < a_2$) t порівнюється з $t_{\text{кр}} = t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n_1 + n_2 - 2)$. Якщо

при цьому $t \leq t_{\text{кр}}$, то H_0 приймається.

Якщо H_0 відхиляється, то обчислюється

$$\text{статистика } t = \frac{|\bar{x}_1 - \bar{x}_2|}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}} \text{ і порівнюється з}$$

$t_{\text{кр}} = t_{1-\alpha}(k)$ (при цьому для $H_1: a_1 > a_2$ або $H_1: a_1 < a_2$ береться одностороння область) або з $t_{\text{кр}} = t_{1-\frac{\alpha}{2}}(k)$ (при цьому для $H_1: a_1 \neq a_2$ –

двостороння), відшуканим за таблицею критичних точок розподілу Стьюдента,

$$\text{де } k = \frac{\left(\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}\right)^2}{\left(\frac{s_1^2}{n_1}\right)^2 + \left(\frac{s_2^2}{n_2}\right)^2} \text{ округляється до цілого}$$

значення. Якщо при цьому $t \leq t_{\text{кр}}$, то H_0 приймається [5].

Дослідження результатів застосування розроблених методів, реалізованих у СППР системи управління зв'язком, будемо проводити за допомогою пакету Statistica 13.3. Для порівняння арифметичних середніх двох груп результатів будемо використовувати класичний метод t -критерію Стьюдента. Основною метою цього методу буде виявлення значимості різниці між середніми значеннями. Разом з тим, коректність застосування цього методу вимагає виконання наступних трьох умов:

1. Вибірки повинні бути незалежними, тобто властивості однієї з них ніяк не повинні бути пов'язані з властивостями іншої.

2. Вибірки повинні бути підпорядковані нормальному закону розподілу (закону Гауса).

3. Між дисперсіями вибірок не повинно бути статистично значимої різниці (однорідність дисперсій).

Теоретично t -критерій може застосовуватись, навіть якщо розміри вибірок незначні, але якщо змінні нормально розподілені, а дисперсії спостережень в групах не надто відрізняються. Припущення про нормальність можна перевірити, візуально досліджуючи гістограми розподілу. У випадку зі значним обсягом вибірок t -критерій може застосовуватись, навіть якщо змінні не розподілені за нормальним законом розподілу [5].

Якщо значення у двох порівнюваних групах розподілені не за нормальним законом розподілу,

застосування параметричного t-тесту для їх порівняння може призводити до хибних результатів. У таких випадках будемо використовувати відповідний непараметричний аналог тесту Стюдента, зокрема U-тест Манна-Уїтні [5].

Рівність дисперсій у двох групах будемо перевіряти за допомогою F-критерію. При обчисленні різниці між середніми значеннями фактично аналізуються вибіркові дисперсії. Для вибірки обсягом n вибіркова дисперсія обчислюється як сума квадратів відхилень від вибіркового середнього значення, поділена на $n - 1$. Таким чином, при фіксованому обсязі вибірки n дисперсія являє собою суму квадратів [5].

Перевірка значимості у такому методі заснована на порівнянні компонентів дисперсій, обумовлених між груповим та внутрішньо груповим розкидом. Якщо вірною є нульова гіпотеза (про рівність середніх значень у двох вибірках), можна розраховувати на порівняно незначну відмінність вибірових середніх через випадкову змінюваність. Тому за нульової гіпотези внутрішньо групова дисперсія практично буде співпадати з загальною дисперсією, обчисленою без урахування групової належності.

Одержані внутрішньо групові дисперсії будемо порівнювати на основі F-критерію, який показує, чи дійсно відношення дисперсій значимо більше 1. Однак тест Стюдента призначений для порівняння виключно двох вибірок. У випадку з більшим числом вибірок будемо використовувати дисперсійний аналіз [5].

Дисперсійний аналіз дозволяє перевірити гіпотезу про відсутність різниці між порівнюваними групами в цілому. Однак з його допомогою неможливо дізнатися, які саме групи розрізняються між собою. Для з'ясування цього факту необхідно скористатися методами множинних порівнянь. Механізм їх роботи полягає у проведенні попарних порівнянь середніх значень усіх груп, включених до дисперсійного аналізу.

Параметричні варіанти однофакторного та багатфакторного дисперсійного аналізу окрім умов щодо нормальності та однорідності групових дисперсій передбачають також, що порівнювані групи незалежні.

Якщо ж дані не розподілені за нормальним законом, а обсяг вибірок надто малий для того, щоб взагалі зробити якісь висновки відносно виду розподілу, параметричний дисперсійний аналіз не застосовується. У такому випадку будемо

застосовувати непараметричний дисперсійний аналіз Краскела-Уоліса [5].

Аналіз одержаних результатів за тестами Колмогорова-Смирнова [5] показують, що в усіх випадках розподіл можна вважати нормальним (рівні значимості $p > 0,20$). За тестом Лілліфорса нормальними можуть вважатися усі наведені розподіли за виключенням FS-виведення при обґрунтуванні забезпечення якості обслуговування польової опорної мережі системи зв'язку, де $p < 0,05$. Досліджуючи одержані розподіли за W-критерієм Шапіро-Уїлка і вважаючи, що при $p > 0,05$ можна прийняти рішення, що аналізований розподіл не відрізняється від нормального і одержуємо наступні результати. У 10 випадках з 14 розподілів гіпотеза щодо нормальності розподілу має бути відхилена. Таким чином бачимо, що у залежності від обраного критерію одні й ті ж розподіли можуть бути визнані як нормальними, так і ненормальними.

Висновки й перспективи подальших досліджень

Таким чином, підбиваючи підсумок щодо аналізу нормальності розподілу результатів моделювання проведемо загальний аналіз за 4 тестами. Як бачимо, у більшості випадків одержані розподіли за більшістю обраних критеріїв відповідають умові нормальності. Разом з тим, у двох випадках висновок щодо нормальності розподілу було класифіковано як НВ – “не визначено”. У той же час, як показано у [5] при достатніх ($n > 50$) обсягах вибірки для застосування t-критерію Стюдента сам факт нормальності розподілу не є обов'язковим.

Для оцінки ефективності алгоритмів F-виведення проаналізовані залежності кількості запитів до зовнішніх джерел при застосуванні звичайного та F-виведення в системі управління зв'язком. Судячи з результатів, можна зробити висновок про суттєве зменшення кількості зазначених запитів у разі застосування F-виведення.

Кількісна оцінка приросту ефективності функціонування системи управління зв'язком, ґрунтуючись на відношенні середньої кількості зовнішніх запитів, свідчить про їх зниження (підвищення ефективності функціонування системи зв'язку) при обґрунтуванні варіантів динамічної маршрутизації в ній до 23,8 %. У середньому, завдяки застосуванню методу F-виведення можна констатувати підвищення ефективності системи управління зв'язком на 13,5 %.

Література

1. Микусь С.А. Моделі продукційно-логічного виведення знань при автоматизації процесу підтримки прийняття рішень в системі управління зв'язком / С.А. Микусь // Труды університету, НУОУ – 2017. – №5(144). – С.47-53. 2. Микусь С. А. QS-система управління властивостями мультисервісної мережі / С.А. Микусь, Ю.В. Кравченко, Р.К. Мурасов // Математика. Інформаційні технології. Освіта: збірник матеріалів IV

міжнародної науково-практичної конференції (Луцьк - Світязь, 5-7 червня 2017 року). – 2017. – С. 52 - 55. 3. Микусь С. А. Концепція функціонально стійкого управління інформаційними ресурсами в телекомунікаційній системі військового призначення / С.А. Микусь, О.А. Машков, Ю.В. Кравченко // Матеріали доповідей науково-технічної конференції молодих учених «Актуальні проблеми інформаційних

технологій -2017», Київ, 8-10 листопада) – 2017. – С. 37-38. **4. Савченко В. А.** Модель багаторівневої системи підтримки прийняття рішень реального часу на основі інтелектуальної інтеграції / В.А. Савченко // Реєстрація, зберігання і обробка даних – 2011. – №1(13). – С.106–

112. **5. Бронштейн И.Н.** Справочник по математике для инженеров и учащихся вузов / И.Н. Бронштейн, К.А. Семендяев. – М.: Наука, 1986. – 544 с.

ИССЛЕДОВАНИЕ АЛГОРИТМОВ ПОДДЕРЖКИ ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЙ В СИСТЕМЕ УПРАВЛЕНИЯ СВЯЗЬЮ ПО ОБЕСПЕЧЕНИЮ ФУНКЦИОНАЛЬНОЙ УСТОЙЧИВОСТИ СИСТЕМЫ СВЯЗИ

Сергей Анатольевич Мыкусь (канд. воен. наук, доц.)

Национальный университет обороны Украины имени Ивана Черняховского, Киев, Украина

В статье описаны результаты статистической обработки данных, полученных в результате выполнения серии тестов для алгоритмов логического F-вывода. Идея алгоритмов направленная на уменьшение количества обращений в системе управления связью к внешним источникам информации, а также общее времени работы за счет распараллеливания задач. Формальное обоснование уменьшения числа запросов представляет собой математически неопределенную задачу, которая существенно зависит от исходных данных. Поэтому на сегодня алгоритмы F-вывода можно считать эвристическими в том смысле, что их преимущества подтверждаются лишь экспериментально. Количественная оценка прироста эффективности управления связью, основываясь на отношении среднего количества внешних запросов, говорит о повышении эффективности функционирования систем связи при обосновании вариантов динамической маршрутизации в ней. В среднем, благодаря применению метода F-вывода можно утверждать о повышении эффективности управления связью до 13,5 %.

Ключевые слова: FS-система, F-вывод, гипотеза, статистический критерий.

RESEARCH OF ALGORITHMS OF SUPPORT FOR ADOPTION OF SOLUTIONS IN THE SYSTEM OF COMMUNICATION CONTROL FOR PROVISION OF FUNCTIONAL SUSTAINABILITY OF THE COMMUNICATION SYSTEM

Serhii Anatoliyovych Mykus (Candidate of Military Sciences, associated professor.)

National Defence University of Ukraine named after Ivan Chernyakhovsky, Kyiv, Ukraine

The article describes the results of statistical processing of data obtained as a result of the implementation of a set of tests for algorithms of logical F-output. The idea, which is realized in this work, is aimed at reducing the number of requests in the system of communication control for information to external sources, as well as the total time of work due to the parallelization of tasks. The formal justification for reducing the number of queries is a mathematically undetectable problem, which essentially depends on the source data. Therefore, today, the F-derivation algorithms can be considered heuristic in the sense that their advantages are confirmed only experimentally. A quantitative estimate of the increase in efficiency of communication control based on the average number of external requests indicates an increase in efficiency of communication system functioning with justifying the dynamic routing option. On average, thanks to the use of the F-method output, it can be stated that the efficiency communication control increase is up to 13.5%.

Keywords: FS-system, F-inference, hypothesis, statistical criterion.

References

1. Mykus S.A. Models of production-logical derivation of knowledge in the automation of decision support process in the system of communication control / S.A. Mykus // Proceedings of the University, NUOU - 2017. - No. 5 (144). - p. C.47-53. **2. Mykus S.A.** QS-system for controlling the properties of a multiservice network / S.A. Mikus, Yu.V. Kravchenko, RK Murasov // Mathematics. Information Technology. Education: a collection of materials of the IV International Scientific and Practical Conference (Lutsk - Svityaz, June 5-7, 2017). - 2017. - P. 52-55. **3. Mykus S.A.** The Concept of Functionally Sustainable Management of Information Resources in the Telecommunication System of

Military Purposes / S.A. Mykus, OA Mashkov, Yu.V. Kravchenko // Proceedings of the scientific and technical conference of young scientists "Actual problems of information technologies -2017", Kiev, 8-10 November) - 2017. - P. 37- 38. **4. Savchenko V.A.** Model of multilevel decision support system real time based on intellectual integration / VA Savchenko // Registration, storage and data processing - 2011. - №1 (13). - p.106-112. **5. Bronshtein I.N.** Mathematical Reference for Engineers and Students / I.N. Bronstein, K.A. Semendyayev - M.: Science, 1986. - 544 p.