

## ДО МОДЕЛЮВАННЯ ПОВЕДІНКИ ЛЮДИНИ

Людмила ПРІСНЯКОВА, Володимир ПРІСНЯКОВ

Copyright © 2004

**Вступ.** Складні і небезпечні технології, екстремальні умови діяльності людини створюють передумови для порушень робочого процесу різних людино-машинних систем, появи помилкових дій, загрози реальних проявів аварійних ситуацій. Зниження професійної надійності людини-оператора зумовлює професійний стрес та погіршує працездатність [10]. Причина багатьох помилкових дій – недостатній контроль за робочою ситуацією. Її неконтрольованість пов'язана насамперед з особистісними якостями людини. Згідно з J.R. Averill (див. [10]), найважливішими типами особистого контролю є: 1) *поведінковий контроль*, який дозволяє ліквідувати об'єктивну загрозу несприятливої події, і 2) *контроль*, що стосується прийняття рішення, тобто здатності зробити вибір із двох чи більше альтернатив.

Неконтрольованість події залежить насамперед від невизначеності подразників, сигналів, котра, своєю чергою, створює умови непередбачуваності ситуації, що може вимагати ґрунтовніших знань для попередження чи ліквідації загрози. На дефіцит або надлишок інформації людина може реагувати по-різному. Від знання цієї реакції залежить надійність людино-машинних систем. Але свідоме керування поведінкою особи за таких обставин можливе з допомогою математичної моделі такої поведінки, теорії прийняття рішень. Подібні завдання надзвичайно складні, проте потреба їх розв'язку вимагає створення на першому етапі найпростіших моделей. Саме у цьому й полягає **мета** нашої роботи.

**Стан проблеми.** При виборі і збереженні інформації про певні події чи сигнали, що надходять один за другим, людський мозок зберігає частоту їхньої появи. Відтак людина може готуватися до найбільш імовірних дій ще до сприйняття відповідних сигналів [1]. Такий процес, що уможлиблюється на основі потенційної структури минулого досвіду, називають *імовірним прогнозуванням* [6]. Він є необхідною умовою оптимального поведіння індивіда у стохастичному довкіллі, чинником його ефективної адаптації до оточення зі статистичною структурою, котра час від часу змінюється. Використання *імовірного* прогнозування дало позитивні результати при вивченні поведінки хворих з ураженням різних відділів мозку, коли при деяких патологічних станах лобової частини таке прогнозування порушується. Був сформульований висновок [1], що у цій частині мозку знаходяться структури, які відіграють важливу роль у здійсненні прогнозування.

Найчастіше при таких дослідженнях використовується *метод реєстрації часу реакції на появу сигналу*. При цьому забезпечуються умови одержання залежності часу простої реакції і часу вибору від кількості рівноімовірних альтернативних сигналів. Поглиблення подібних досліджень могло б стати основою додаткового методу діагностики захворювань мозку. Механізм порівняння сприйнятих сигналів з очікуваними вивчався А.Н. Лебедєвим і Б.Г. Бовінім [3], які показали взаємозв'язок часу реакції вибору за різної кількості очікуваних рівноімовірних альтернативних сигналів і частоти

коливань біопотенціалів мозку. Висновок авторів щодо нейрофізіологічного механізму порівняння сприйнятих сигналів з очікуваними вказує на переважання альфа-ритму стосовно дії механізму сприйняття і пам'яті [3], що знайшло своє підтвердження в моделі переробки інформації пам'яттю людини [4]. Було показано, що альфа-ритм  $\alpha$  пов'язаний з постійною часу  $T$  такого "інформаційного" процесу. Дві зовсім різні моделі – "локальна" нейрофізіологічна й усереднена "чорної скриньки" – виявилися залежними найважливішими характеристиками –  $\alpha$  і  $T$ . Отож, складні психофізіологічні експерименти можуть бути замінені визначенням зв'язку  $\alpha$  і  $T$  з наступними (див. далі текст) теоретичними розрахунками.

**Математична модель пам'яті.** Основою теорії переробки інформації пам'яттю людини (ТПП) ([4; 5; 9]) є модель уявлення про пам'ять як ємність, де в окремий момент часу  $\tau$  знаходиться  $I$  одиниць інформації. У пам'ять ззовні надходить інформація з деяким відомим і незалежним від людини темпом  $\dot{R}$  (під темпом розуміється кількість інформації за певну одиницю часу, тому що стимули подаються не миттєво, а протягом часу, різного для різних модальностей). Ця інформація не вся залишається у пам'яті, а за рахунок процесів згасання частина її забувається з деяким темпом  $\dot{R}_s$  (одиниць/сек). Такий підхід, а також зображення кінцевих аналітичних взаємозв'язків у безрозмірному відносному вигляді (за якого одиниці виміру просто скорочуються незалежно від свого вибору), дали змогу аналізувати всілякі психологічні процеси кількісно, не замикаючись на сутності одиниць виміру. *Балансове рівняння потоку інформації у пам'яті* –

$$dI/d\tau = \dot{R} - (I - \varphi)/T, \quad (1)$$

дозволяє знайти латентний період простої реакції  $\tau_*$ :

$$\tau_* = T \ln(1 + p), \quad (2)$$

Тут  $p$  – безрозмірний критерій,  $p = \varphi / \dot{R}T$ . Величина окремого *граничного значення інформації*  $\varphi$  зберігається досить довго у пам'яті. Вона відіграє дуже істотну роль, тому що визначає той поріг або стандарт інформації, який зберігає пам'ять і який слугує заданим еталоном порівняння з інформацією, що надходить. Критерій  $p$  окреслює характеристики психологічних процесів, слабко змінюється при переході від одних процесів до інших, може бути знайдений заздалегідь з допомогою відомих розв'язків і придатний для прогнозування подібних між собою характеристик.

Формула (1) показує, що латентний період реакції пропорційний логарифмові граничної величини  $\varphi$  (що очевидно, оскільки  $\varphi$  визначає той обсяг інформації, який треба надіслати у пам'ять, щоб спрацював "сигнал" про закінчення латентного періоду реакції) і логарифмові  $1/\dot{R}$  (що також очевидно, оскільки наповнення пам'яті до значення, рівного  $\varphi$ , буде тим триваліше, чим менший темп подачі інформації  $\dot{R}$ ).

**Теоретичне розв'язання.** Застосуємо теорію переробки інформації пам'яттю людини для визначення *часу реакції вибору*  $\tau_p$  і розглянемо наслідки теоретичного розв'язання цього доволі складного наукового завдання. Будемо припускати, що час вибору  $\tau_p$  складається з двох частин – часу простої реакції на заздалегідь відомий, раптовий сигнал  $\tau_*$  і часу наступної реакції вибору. У цьому випадку можна скористатися добре відомим розв'язком рівняння (1) із граничною умовою, що відповідає закінченню латентного періоду простої реакції, тобто при  $\tau = \tau_*$ ,  $I_* = \varphi$ , і з умови, що час складної реакції вибору закінчується при наповненні пам'яті інформацією об'ємом  $\varphi_p$ . Параметр  $\varphi_p$  – стандарт інформації, що зберігається досить довго у пам'яті і необхідний для *вибору* потрібного сигналу при різній кількості очікуваних рівноімовірних альтернатив, тобто  $\varphi_p = \varphi/n$  ( $n$  – число альтернатив), або у такому вигляді

$\varphi = W\varphi_p$ , де  $W$  – імовірність появи сигналу.

Пропускаючи нескладні перетворення, знаходимо розв'язок поставленого завдання в остаточному вигляді:

$$\bar{\tau}_p = \bar{\tau}_* + \ln [1 + p(1/W - 1)], \quad (3)$$

де  $\bar{\tau} = \tau/T$ ,  $\bar{\tau}_* = \tau_*/T$

З цієї формули добре видно, що час реакції вибору складається з часу простої реакції і доданка, що уявляє собою логарифм параметру  $p$  (або пропорційного йому порогу  $\varphi$  та обернено пропорційного добутку  $RT$ ) й оберненої величини імовірності появи сигналу  $1/W$ .

Уведемо відносний час у такий спосіб  $\bar{\tau}_p = \tau_p/\tau_* = \bar{\tau}_p/\bar{\tau}_*$ , що дає змогу позбутися від необхідності визначати постійну часу переробки інформації  $T$ . Тоді формула (3) набуде такого вигляду:

$$\bar{\tau}_p = 1 + \ln [1 + p(1/W - 1)] / \ln (1 + p), \quad (4)$$

Отже, відносний час реакції вибору залежить тільки від параметра  $p$  і від імовірності появи сигналу  $W$ . Розрахунки за цією формулою у функції  $W$  при заданому значенні критерію  $p$  подані на **рис. 1**, що уможливує визначення величини реакції вибору в інших випадках без проведення окремих розрахунків.

**Методика. Результати досліджень.** В експериментальному дослідженні Л. Пріснякової (разом із С. Цишнатті) як стимульний матеріал використовувалися горизонтальні стрілки правого і лівого напрямку. Імовірність появи правої стрілки на екрані монітора змінювалася від 0,3 до 0,7. На появу стрілки обстежуваний повинен був відреагувати натисканням:

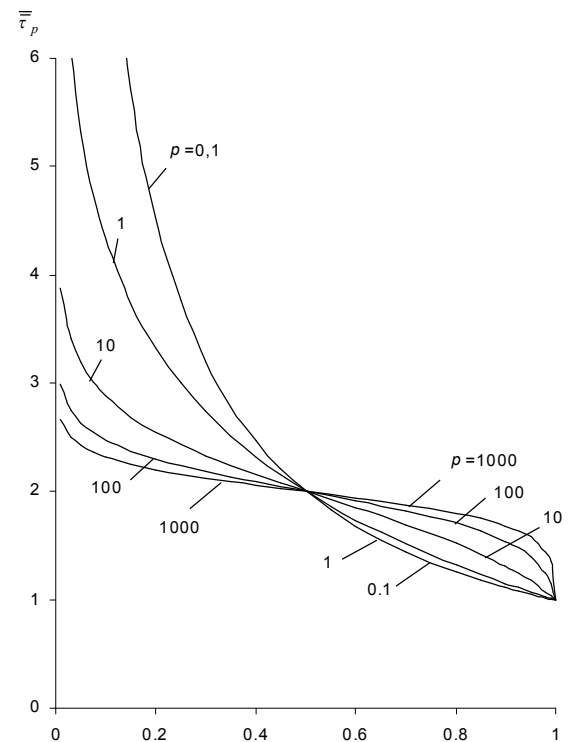
- однієї клавіші (у першій серії експерименту) незалежно від напрямку стрілок;
- двох клавіш, що відповідають стрілкам лівого і правого напрямку (у другій серії експерименту).

Серії проводилися без вікна і з вікном підказки, в якому показувався напрямок стрілок у 7 попередніх пред'явленнях. У дослідних пробах вимірявся час реакції

і час аналізу, що необхідний для якісного порівняння частоти подій. Труднощі вибору критерію порівняння визначалися насамперед імовірністю природою сигналу-подразника і відносною складністю математичної обробки результатів експерименту.

Отримані експериментальні дані в усередненому для розглянутої групи вигляді подані в **табл. 1**.

Наступна серія наших експериментів стосувалася виявлення кількості кроків (дослідів), або величини сумарного часу, необхідного для прийняття рішення (за сумою поданих результатів експерименту взагалі і з урахуванням показаних у вікні підказки 7 попередніх пред'явлень), тобто при визначеній імовірності  $W \geq 1/2$ . Дані розрахунків про право- чи ліво-очікуване спрямування стрілок в експерименті наведені в **табл. 2**.



**Рис. 1.**  
Розрахунки за формулою (4) у функції імовірності  $W$  (при різних значеннях критерію  $p$ )

Таблиця 1.

Час сенсомоторної реакції обстежуваних на відповідні показники

№	Показники	Імовірність появи правої стрілки $W$				
		0,3	0,4	0,5	0,6	0,7
1.	Час реакції на появу стрілок, мсек	567	480	452	372	398
2.	$\bar{\tau}_p$	2,51	2,12	2,0	1,65	1,76
3.	Час реакції на появу стрілок з вікном підказки, мсек	500	390	338	345	3,41
4.	$\bar{\tau}_p$	2,96	2,31	2,0	2,0	2,02
5.	Час реакції на праву або ліву стрілку, мсек	502	491	450	424	425
6.	$\bar{\tau}_p$	2,23	2,18	2,0	1,88	1,89
7.	Час реакції на праву або ліву стрілку з вікном підказки, мсек	498	455	429	4,35	428
8.	$\bar{\tau}_p$	2,32	2,12	2,0	2,0	199

Таблиця 2.

Дані експериментів зі зміненою кількістю кроків у кожній серії

№	Показники	Стать	Імовірність появи правої стрілки				
			0,3	0,4	0,5	0,6	0,7
1.	Реакція на появу стрілок $\bar{\tau}_p$	Середнє чоловіки	2,07	1,86	2,0	2,14	1,57
		жінки	2,5	1,94	2,0	2,3	1,63
		жінки	1,47	1,83	2,0	2,0	1,56
2.	Реакція на появу стрілок з вікном підказки $\bar{\tau}_p$	Середнє чоловіки	2,58	2,25	2,0	2,17	2,08
		жінки	2,9	2,3	2,0	2,23	2,23
		жінки	2,18	2,18	2,0	2,0	1,9
3.	Реакція на появу лівої і правої стрілки $\bar{\tau}_p$	Середнє чоловіки	2,5	2,0	2,0	1,85	2,07
		жінки	2,6	1,9	2,0	1,76	2,0
		жінки	2,3	2,21	2,0	2,0	2,21
4.	Реакція на появу стрілок з вікном підказки $\bar{\tau}_p$	Середнє чоловіки	2,6	2,26	2,0	2,26	1,91
		жінки	2,6	2,5	2,0	2,15	1,85
		жінки	2,5	1,89	2,0	2,3	2,0

**Обговорення результатів. 1.** З аналізу формули (4) випливає, що в точці двох рівноімовірних альтернатив ( $W = 1/2$ ) час реакції вибору дорівнює двом термінам латентного періоду простої реакції ( $\tau_p = 2 \tau_*$ ); причому в цій точці величина параметра  $p$  не впливає на цей результат, хоча й впливає на абсолютне значення. Збільшення імовірності появи сигналу  $W$  приводить до зменшення порогу  $\varphi_p$  і, як наслідок, до зменшення критерію  $p = \varphi / RT$  і величини  $\tau_p$ . Як

видно з рис. 1, дія параметра  $p$  змінює знак при переході точки  $W=1/2$ : ліворуч від цієї точки (тобто до  $W < 1/2$ ) зменшення  $p$  приводить до зростання часу реакції вибору, при  $W > 1/2$  – зменшення  $p$ , навпаки, зменшує і  $\tau_p$ . Цей висновок не є несподіваним, тому що  $p \sim \varphi$ , а зменшення  $\varphi$  зменшує поріг реакції, а значить і час його досягнення.

**2. Рис. 2** ілюструє узгодження запропонованої формули (4) з експериментальними роботами [1] (для здорових

людей) і [3]. Очевидною є як кількісна, так і якісна залежність розрахунків та експериментів.

Окремо відзначимо, що в останній роботі час реакції вибору визначався залежно від імовірності появи (у постійному темпі з інтервалами 3–4 сек) сигналів 6 типів – двох арифметичних знаків “+” і “-”; 4 мастей гральних карт; 10 арабських цифр від 0 до 9; 16 букв латинського алфавіту; 32 букв російського алфавіту; усіх 64 перерахованих вище сигналів. Отримані у цих дослідах усереднені значення  $\bar{\tau}_p$  (відповідно з 7 і 12 обстежуваними) добре узгоджуються з розрахунками за формулою (4) при  $p=5$ . Автори [1] проводили експериментальні проби в основному з хворими, а здорові обстежували відігравали роль контрольної вибірки. Середні значення  $\tau_p$  останніх (з інтервалом пред’явлення цифр “2” і “3” близько 3 сек) також добре узгоджуються з розрахунком за (4) (див. **рис. 2**). Що стосується хворих людей з ураженими ділянками мозку, то чітко спосте-

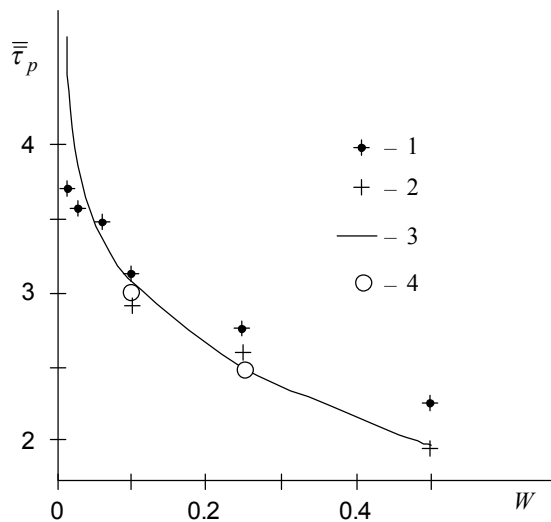


Рис. 2.

Взаємозв'язок відносного часу реакції вибору від імовірності  $W$  появи сигналів: 1 – середні значення дослідів із 7 обстежуваними; 2 – з 12 обстежуваними; 3 – розрахунок за (4) при  $p=5$ ; 4 – середні значення здорових людей

рігається (див. **рис. 3**) ослаблення залежності  $\tau_p$  від імовірності  $W$ . Формула (4) досить близько описує ці експериментальні дані, але при істотно збільшеному значенні  $p$  – до значень, рівних 1000.

Наші дані, оброблені відповідним чином, подані на **рис. 4 і 5** разом із розрахунками за формулою (4) при різних значеннях параметра  $p$ . Очевидно, що експериментальні точки знаходяться переважно в діапазоні  $p=1 \div 10$  (теоретичні розрахунки співвідносяться із пробами при  $p=4$  (I),  $-p=1$  (II) і  $p \approx 10$  (III, IV)). Відтак отримана теоретична залежність для визначення величини часу реакції на появу стрілок правого і лівого напрямку  $\bar{\tau}_p$  при відомих імовірностях цієї появи, що узгоджується з відповідними експериментальними даними.

Незважаючи на те, що методики проведення експериментів у [1] і [3] й у наших роботах не були ідентичними, кінцеві результати (у відносному вигляді) виявилися досить близькими, як і за формулою (4). Однак усереднені значення експериментальних даних С.М. Блінкова із співрами для хворих двох різних груп відрізняються між собою істотно: у I групи хворих поріг “імовірного прог-

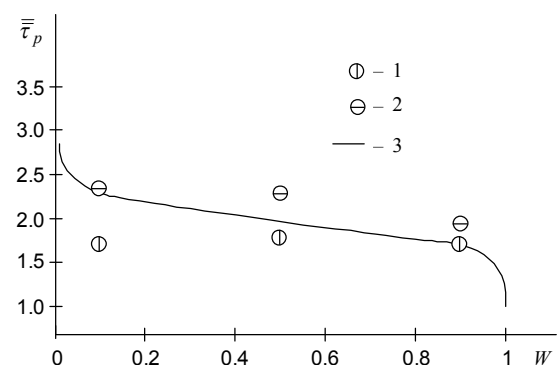


Рис. 3.

Залежність часу реакції вибору від імовірності появи сигналу  $W$ : у хворих людей I (1) і II (2) груп – за середнім значенням і при розрахунку  $p=1000$  за формулою (4)

нозу” проходить між 0,9 і 1. У хворих цієї групи порушена залежність часу реакції вибору від частоти появи сигналу (див. рис. 3), тобто відносний час  $\bar{\tau}_p$  практично постійний ( $\bar{\tau}_p = 1.76 \div 1.66$ ). У хворих II групи час реакції вибору до  $W=1/2$  не змінювався, але при ( $W>1/2$ ) спостерігалася чітка різниця між часом реакції вибору на рідкий і частий сигнали.

Усереднені експериментальні дані в обох групах хворих описуються формулою (4) при  $p=1000$ , що вказує на їхній високий поріг  $\phi$ , навіть при малому темпі прийому інформації  $\dot{R}$ . Диференціюючи хворих за критерієм патології лобової частки, можна поставити у відповідність значення  $p$  і діагноз їхньої хвороби. З іншого боку, такого різновиду експерименти при точному з'ясуванні локалізації ушкодження мозку можуть прояснити

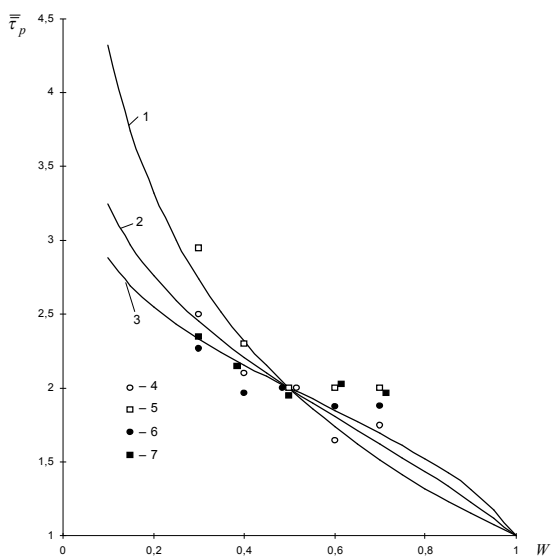


Рис. 4.

Залежність відносного часу реакції вибору від імовірності  $W$ ; розрахунки за (4): 1 — при  $p=1$ , 2 —  $p=4$ , 3 —  $p=10$ ; за експериментальними даними: 4 — натискання кнопки з появою стрілки вліво або стрілки вправо при різних імовірностях їхньої появи, 5 — те ж з вікном підказки у вигляді попередніх ( $\leq 7$ ), 6 — те ж при альтернативних двох стрілках уліво — вправо, 7 — те ж при вікні підказки

механізм і структуру частини мозку, пов'язану з тією чи іншою діяльністю людини.

Відзначимо також цікавий теоретичний результат, підтверджений експериментами: при двох рівноімовірних альтернативах ( $W=1/2$ ), незалежно від величини параметра  $p$   $\tau_p = 2 \tau_*$  (тобто загального часу реакції вибору з двох альтернатив), удвічі більше найпростішої сенсомоторної реакції; отож має місце проста аддитивність реакції вибору.

3. Очевидно, що для кожного з розглянутих випадків можна було б визначити значення параметра  $p$ , що найкраще описує кожну серію експериментів. Знання отриманого в такий спосіб  $p$  давало змогу відшукати постійну часу  $T$  цього процесу (при заданому темпі подачі інформації  $\dot{R}$ ) та обчислити значення  $\phi$ .

З урахуванням отриманого аналітичного результату стосовно того, що найкраще узгодження з експериментами має місце при  $p=5$ , ми, з допомогою форму-

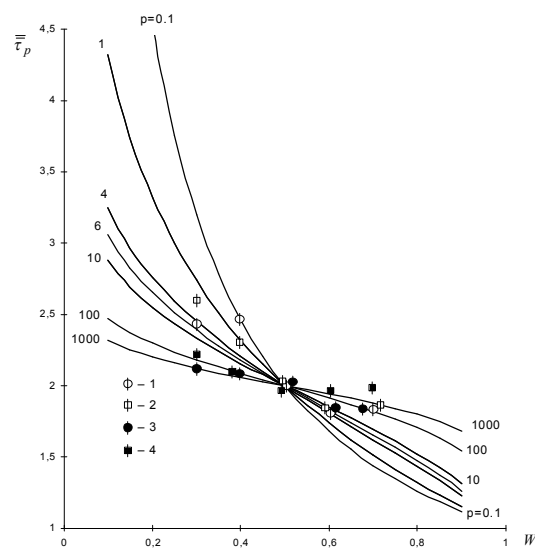


Рис. 5.

Залежність середнього часу сенсомоторної реакції з прийнятим рішенням типу  $>$ ,  $<$ ,  $=$  при змішаній системі фіксованої імовірності до 30 кроків і з наступною зміною: — експерименти і розрахунки: 1 —  $p=1$ ; 2 —  $p=2$ ; 3 —  $p=100$ ; 4 —  $p=1000$

ли (4) та експериментальних даних роботи [3], змогли знайти значення *постійної часу T* і *поставити у відповідність їм частоти коливань біопотенціалів f*, близьких до частоти альфа-ритму. Побудований у такий спосіб графік  $T = T(f)$  (див. рис. 6) є аналогічним графікові роботи [4]. Він поєднує постійну часу процесу переробки інформації пам'яттю  $T$  і нейрофізіологічну характеристику мозку  $f$  (або близьку їй частоту альфа-ритму  $\alpha$ ). Як видно з рис. 6, за винятком 3-х точок, усі інші експериментальні дані (окремі й усереднені) описуються лінійною функцією (аналогічною формулі з роботи [4]):

$$T = T_0 - \theta f, \quad (5)$$

де  $T_0 = 0.32$  сек;  $\theta = 0.00175$  сек<sup>2</sup>.

Отже, знімаючи електроенцефалограму потиличної ділянки обстежуваного (у спокійному стані м'язової релаксації і при закритих очах [3]) і визначаючи частоту коливань  $f$ , можна за формулою (5) обрахувати постійну часу  $T$ . Наголосимо, що в критерій  $p$  входять 3 величини –  $T$ ,  $R$  і  $\varphi$ . Темп подачі інформації  $\dot{R}$  – незалежний параметр (звичайно, за умови, що він знаходиться у межах можливості людини приймати інформацію), що може бути встановлений із проб-досліджень. Тоді гранична величина  $\varphi$  виявиться з умови  $\varphi = p \dot{R} T$ . З огляду на отримане вище значення  $p = 5$  і формулу (4), неважко пов'язати  $\varphi$  з частотою  $f$ :

$$\varphi = 5 T_0 - \theta f \quad (6)$$

Очевидно, що кількісно величина  $\varphi$  залежить від одиниці виміру почуттів (роздратувань), яка ідентична одиниці інформації в темпі подачі інформації  $\dot{R}$ . Тому отримані результати дозволяють знаходити розрахунковим шляхом експериментально зняту за допомогою ЕЕГ величину  $\varphi$ , що *відкриває можливість будувати шкалу відчуттів (і роздратувань), приймаючи за елементарну одиницю їхнього виміру значення  $\varphi$* . Звідси висновок: **міра почуттів (роздратувань) є індивідуальною**, характерною для кожної окремої людини. Але презентовані аналітичні залежності (див. [9]) не змінюються від цього висновку, тому що вони містять відносні (саме стосовно параметра  $\varphi$ ) величини, тобто вимірювані саме у  $\varphi$ -одиницях. Нагадаємо, що ця величина співвідносна абсолютному порогу, тобто фізичній кількості стимуляції у вигляді інформації, що надійшла у пам'ять і що необхідна для "усвідомлення" стимулу за умов його порівняння у пам'яті зі **стандартом, рівним  $\varphi$** . Таке трактування близьке до підходу С. Лінка [6] щодо вибору одиниці виміру почуттів, рівної ледь помітному розходженню між стимулами з імовірністю 3/4 (не даремно Фехнер пропонував використовувати як одиницю стимул абсолютного порогу, що відчувається у 50 % випадків).

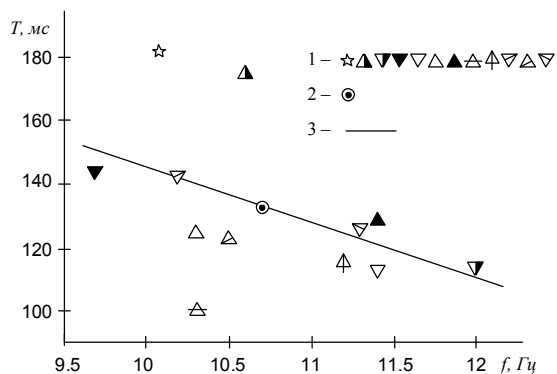


Рис. 6.

*Зв'язок між частотою коливань біопотенціалів  $f$  і постійної часу переробки інформації пам'яттю  $T$ , мс: 1 - дослідні дані [3]; 2 - середні значення; 3 - розрахунок за формулою  $T = 320 - 17.5f$*

## ВИСНОВКИ

1. Показана можливість теоретичного прогнозування вибору рішення і наступної поведінки людини.

2. Отримана аналітична залежність для визначення часу реакції вибору як найпростішої поведінки людини у функції від імовірності появи сигналу, що придатна для розрахунків і для аналізу впливу різних чинників на характеристики пам'яті людини.

3. Проведена серія досліджень для визначення необхідних для теоретичних розрахунків значень ряду величин –  $\varphi$ ,  $T$ ,  $f$ ,  $p$ .

4. Визначені числові значення параметра  $p$  для різних індивідів, у тому числі і для хворих з патологією мозку, що обґрунтовують механізми впливу на пам'ять людини різних структур мозку.

5. Показані шляхи обчислення величини  $\varphi$  і перспективи її використання для побудови шкали почуттів і роздратувань.

6. Підтверджений зв'язок між постійною часу  $T$  і частотою коливань біопотенціалів мозку  $f$ , що дає змогу знаходити індивідуальне значення найважливішої кількісної характеристики пам'яті людини  $T$  за вимірами її ЕЕГ.

7. Закладені теоретичні засади математичного моделювання поведінки людини і процесу прийняття нею рішень.

1. Блинков С.М., Фейгенберг И.М., Цискаридзе М.А., Яковлев А.И. О нарушении вероятностного прогнозирования при некоторых очаговых поражениях головного мозга // Вероятностное прогнозирование в деятельности человека / Под ред. И.М. Фейгенберга, Г.Е. Журавлева. – М.: Наука, 1979. – С. 347–360.

2. Бойко Е.И. Время реакции человека. – М.: Медицина, 1964. – 438 с.

3. Лебедев А.Н., Бовин Б.Г. О механизме сличения воспринимаемых сигналов с ожидаемыми // Нормативные и дескриптивные модели принятия решений. – М.: Наука, 1981. – С. 123–129.

4. Присняков В.Ф., Приснякова Л.М. Математическое моделирование переработки информации оператором человеко-машинных систем. – М.: Машиностроение, 1990. – 248 с.

5. Присняков В.Ф., Приснякова Л.М. Модель процесса удержания информации в памяти человека // Психол. журнал. – 1984. – Т. 5, № 4. – С. 29–36.

6. Фейгенберг И.М. Вероятностное прогнозирование в деятельности мозга // Вопросы психологии. – 1963. – №2.

7. Link S.W. The wave theory of difference and similarity. – Hillsdale: New Jersey, 1992. – 400 p.

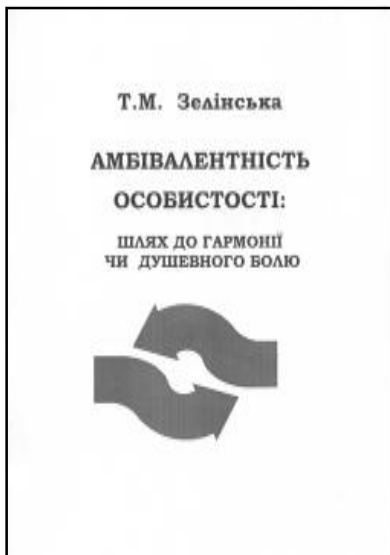
8. Stevens S.S. Psychophysics: Introduction to its perceptual, neural, and social prospects. – New-York: Wiley, 1975. – 308 p.

9. Приснякова Л. Возможности математического моделирования психологических процессов // Психология і суспільство. – 2003. – №2. – С. 90–96.

10. Бодров В.А. Информационный стресс. – М.: ПЕР СЭ, 2000. – 352 с.

Надійшла до редакції 15.02.2004.

#### КНИЖКОВА ПОЛИЦЯ



Зелінська Т.М.

Амбівалентність особистості: шлях до гармонії чи душевного болю: Навч. посіб. — Черкаси: Брама, 2004. — 144 с.

У посібнику висвітлюються сучасні досягнення у психології амбівалентності особистості. Призначений для студентів вищих навчальних закладів, слухачів післядипломної освіти, вчителів, практичних психологів, соціальних працівників та вихователів.

З питань придбання звертайтеся за телефоном у м. Києві: (044) 417-14-29.