Flash-конструкторів, низька універсальність Flash, як кросплатформенної основи для моделі та тимчасова несумісність ООО Impress та Flash моделі. Для вирішення проблем були зробенні наступні кроки: комплекс для запуску моделі використовує бразуер, який відкривається в новому вікні, тим самим вирішуючи 2 головні проблеми при створенні комплексу. В результаті отримана робоча модель експеримента Столєтова по вивченню фотоефекту.

## СТОХАСТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ЕКСПЕРИМЕНТІВ

Викладач Мараховський В.І., студ. Гузь К., ШІ СумДУ

Результати експерименту спочатку являють собою сукупність із $m$ серій, отриманих у наявних досвідах, що включають $n_i\,(i=\overline{1,m})$ вимірів.

Проблема виникла при дослідженні впливу контрольованих взаємозалежних, до деякого ступеня, факторів на величину часу $t$ спрацьовування виробу. У статистичній інтерпретації остання ототожнюється з математичним сподіванням сукупності всіх даних експерименту.

Основними показниками точності вимірів у кожній окремій серії є дві метрологічні характеристики: збіжність і правильність. Як показує досвід, зазначені характеристики незалежні. При цьому число паралельних вимірів $u_i\,(i=\overline{1,m})$ може змінюватися від серії до серії, що обумовлено технологічними особливостями для малих і великих часів затримки. Статистична обробка ускладнюється тим, що деякі істотні фактори, що впливають на час спрацьовування виробів, мають складну взаємозалежність.

Із цих досить простих міркувань стає очевидним, що для забезпечення вірогідності оцінок часу $t$ спрацьовування виробу варто відмовитися від алгоритмів дослідження виробів, у яких явно чи неявно віддається перевага тим серіям вимірів, в яких краща збіжність або більший обсяг. Зазначене положення буде доти, поки умови проведення експерименту не будуть повністю визначені.

Завданням є визначення дієвого методу оцінки отриманих результатів експерименту в умовах неоднаковості умов, визначення залежності часу $t$ спрацьовування від заздалегідь визначених факторів, що є основними чинниками в процесі затримки часу, а також визначення адекватності результатів експериментів, відсортування значень, що не входять до основної сукупності.

Отже, як вихідну інформацію про величину, що досліджується залишається використати сукупність $X=\{x_i, \ldots, x_m\}$ деяких оцінок математичного сподівання, розрахованих по кожній незалежній серії вимірів.

Приймаючи, що результати, що входять у сукупність $X$, статистично незалежні, різниці $x_i - t$ $(i = \overline{1, m})$, можна вважати випадковими як по величині, так і за знаком. Тому цілком природно припустити, що $t = \in [\underline{x}, \overline{x}]$, де $\underline{x}$ і $\overline{x}$ $(\underline{x} \neq \overline{x})$ - мінімальний і максимальний елементи сукупності $X$. У протилежному випадку взагалі не можна говорити про яку-небудь вірогідність статистичних оцінок величини $t$.

Відзначимо наступні особливості вихідної сукупності $X$: функція розподілу $\Phi(x)$ елементів $X$ невідома, обсяг сукупності $X$ невеликий, що утрудняє апроксимацію істинної функції розподілу; емпірична функція щільності ймовірності може бути асиметричною й багатомодальною внаслідок засміченості, тобто, наявності результатів, що помітно відрізняються від основної групи. Таким чином, у зазначеній ситуації найбільш прийнятним рішенням стає побудова оцінок, що мало залежать від виду функції розподілу й стійких до зміни умов експерименту.

Будь-які оцінки математичного сподівання й дисперсії, зумовлені по сукупності $X$, можна представити як середньозважені величини

У такій постановці завдання очевидно, що ефективність рішення визначається вибором статистичних ваг, які повинні враховувати особливості сукупності $X$, пов'язані з характером розподілу її елементів. При цьому є доцільним задання статистичної ваги як функції відстані деякого елемента від інших елементів сукупності $X$.

Назвемо дійсну функцію $p(x)$ ваговою функцією, якщо виконуються наступні умови:

$$\left.\begin{array}{c} p(x) \geq 0; \\ \max\limits_{x} p(x) = A < \infty; \\ p(x) \geq p(y), \textit{якщо}\ \rho(x) \geq \rho(y), \end{array}\right\} \qquad (1)$$

де $x$, $y \in X$ ; $p(x)$ - середня відстань даного результату $x$ від інших елементів сукупності.

Обрана в такий спосіб вагова функція є найпростішою функцією, що задовольняє умовам. Крім того, що мірило Мінковського [2], зумовлене функцією $F_k(x_i, x) = |x_i - x|^k$, $k \geq 1$, що покладена в основу вагових функцій, є найбільш простим у змісті завдання, у той же час досить загальним з погляду використання мінімуму вихідної інформації (тільки сукупність $X$). Це мірило піддається наочній статистичній інтерпретації.

Вибір конкретної вагової функції еквівалентний в остаточному підсумку завданню відповідної емпіричної функції розподілу, оптимальність якої може бути оцінена на основі рівномірного закону. Таким чином, замість моделювання безлічі різних законів досить скористатися тільки рівномірним розподілом, як найневизначеним.

Адекватність досліджуваних вагових функцій можна оцінити середньою відносною величиною зсуву

$$M = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} \frac{\left| \hat{t}_n - t \right|}{t} \qquad (2).$$

Після моделювання і опрацювання результатів експерименту отримані залежності значення $M$ від параметра $k$ у відсотках при моделюванні незасмічених вибірок показало, що значення критерію $M$ для інших вагових функцій несуттєво відрізняються від мінімальних. Останнє дозволяє зробити висновок про те, що в умовах однорідності $M$ мало залежить від параметра $k$.

У випадку засмічених вибірок залежність критерію $M$ від інших параметрів і вигляду вагової функції носить більш складний характер. Приклади деяких перетинів цієї залежності площинами $k = 1, 2, 3$, наведені на рис. 1 - 2. З ростом обсягу вибірки $m$ картина буде якісно зберігатися й лише зміщатися убік менших значень $M$, що свідчить про сталість оцінки математичного сподівання.

Істотний інтерес представляє порівняння оцінок шуканого часу спрацьовування виробу $t$, отриманих з використанням вагових функцій і середньої арифметичної, що характеризується рівністю ваг всіх результатів. Таке порівняння було здійснено в процесі моделювання. При цьому дані, що відповідають середній арифметичній, практично збігалися зі значенням и $M$, обчисленим и для вагової функції.

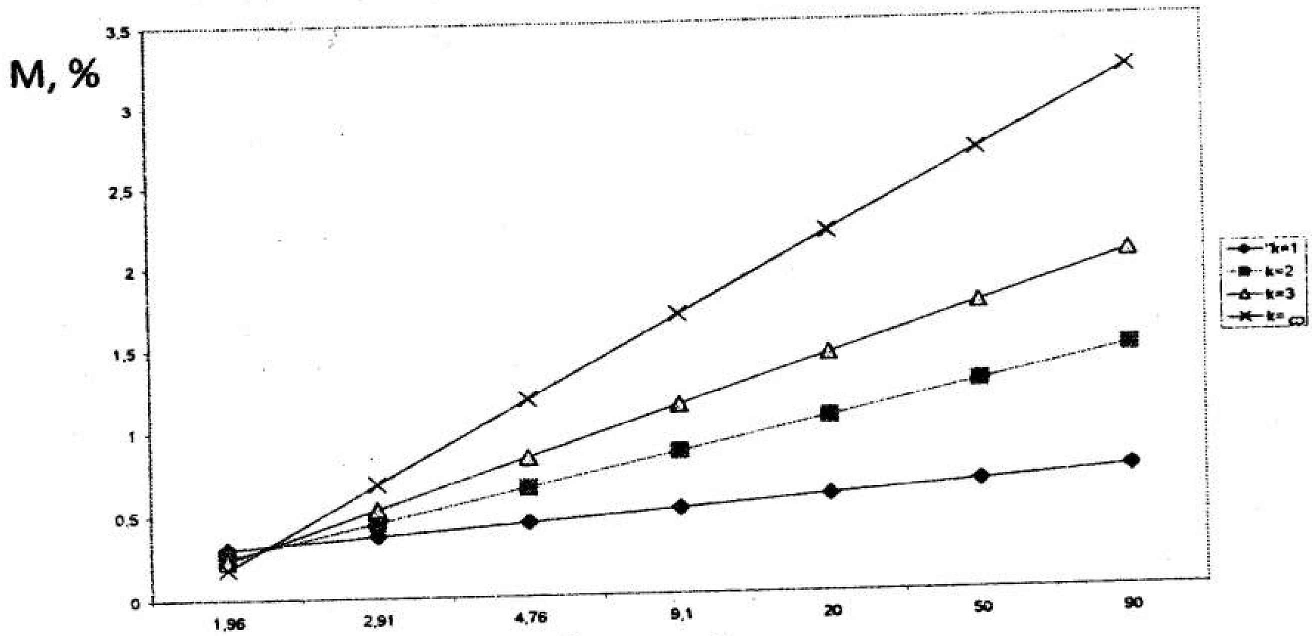


Рисунок 1

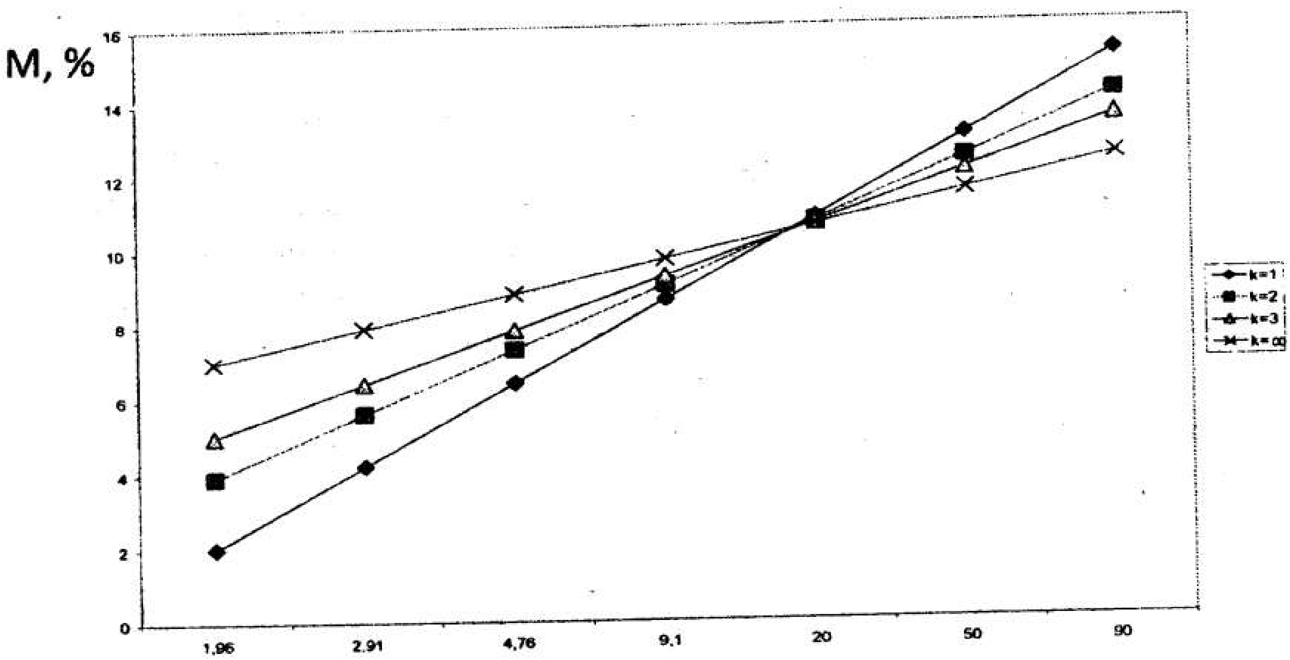


Рисунок 2

1. Орлов А. И. Устойчивость в социально-экономических моделях. М., «Наука», 1979.

2. Колмогоров А. Н., Фомин С. В. Элементы теории функций и функционального анализа. М., «Наука», 1972.

3. Статистические методы в экспериментальной физике. М., Атомиздат, 1976.

4. Дюран Б., Оделл П. Кластерный анализ. М., «Статистика», 1977.

5. Дюге Д. Теоретическая и прикладная статистика. М, «Наука», 1972.