

УДК 623.418.2 : 621.396.965.8 + 623.419 : 621.396.965.8

В.Ш. Хісматулін, І.І. Сачук, О.О. Сосунов, П.В. Потелешенко

Харківський університет Повітряних Сил ім. І. Кожедуба

ОСНОВНІ ПРОБЛЕМИ ПРАКТИЧНОГО ЗАСТОСУВАННЯ РАДІОТЕХНІЧНИХ СЛІДКУЮЧИХ СИСТЕМ, ЩО СИНТЕЗОВАНІ НА ОСНОВІ БАГАТОАЛЬТЕРНАТИВНОЇ МОДЕЛІ РУХУ ОБ'ЄКТА

Наведена стисла характеристика методів адаптації радіотехнічних слідкуючих систем до маневру об'єкта. Сформульована задача синтезу радіотехнічної слідкуючої системи на основі багатоальтернативної моделі руху об'єкта та наведені результати її розв'язання. Розкрито основні проблеми практичного застосування радіотехнічних слідкуючих систем, синтезованих на основі багатоальтернативної моделі руху об'єкта, при стеженні за маневруючими об'єктами.

радіотехнічні слідкуючі системи, багатоальтернативна модель руху об'єкта

1. Постановка проблеми

Один з основних висновків, що випливає з теорії оптимальної фільтрації, зводиться до наступного: чим адекватніша модель руху об'єкта його дійсному руху, тим точніше можна оцінити стан об'єкту [1]. Основою для побудови моделі руху об'єкта є другий закон Ньютона та кінематичні рівняння, що пов'язують між собою вектори прискорення, швидкості та положення об'єкта. У зв'язку із складністю розрахунку результуючої сили, що діє на об'єкт, та залежності її для пілотуємих об'єктів від дій льотчика в більшості практичних випадків модель руху об'єкта будують на основі статистичної моделі прискорення об'єкта, що відображає особливості його можливого змінювання, хоча й на теперішній час достатньо широко застосовуються моделі руху об'єкта, в основі яких лежить статистична модель швидкості об'єкта [2].

Для моделей руху, що побудовані на основі статистичної моделі прискорення об'єкта, найчастіше застосовується запропонована у [3] модель руху маневруючого об'єкта, у якій складові вектора прискорення припускаються взаємно незалежними експоненційно корельованими випадковими процесами з багатопіковою щільністю розподілу ймовірностей (рис. 1), що впливає з характеру руху об'єкта при

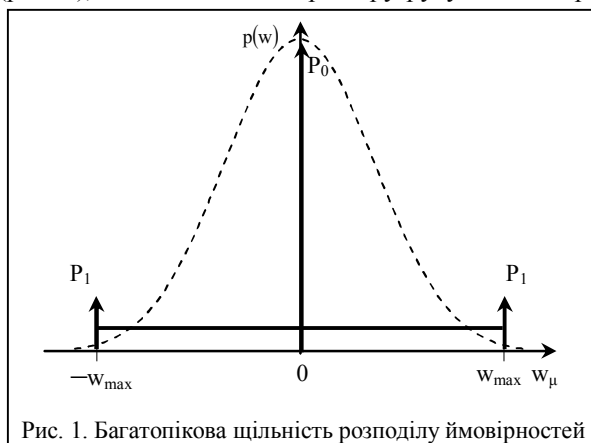


Рис. 1. Багатопікова щільність розподілу ймовірностей

подаванні системи протиповітряної оборони. Синтез алгоритму оцінювання стану об'єкта при такій щільності розподілу ймовірностей складових вектора прискорення вимагає безпосереднього розв'язання рівняння Фоккера-Планка-Колмогорова для апостеріорної щільності розподілу ймовірностей стану об'єкта за результатами спостережень і не може бути виконаний в рамках теорії оптимальної лінійної фільтрації. На теперішній час широко розвиваються два напрямки нелінійної фільтрації: фільтрація на основі парціальних моделей руху [4] та фільтрація по Дауму [5], хоча їх практичне застосування для супроводження маневруючих об'єктів потребує додаткових досліджень.

Для розв'язання задачі синтезу в рамках теорії оптимальної лінійної фільтрації багатопікову щільність розподілу ймовірностей, яка достатньо добре висвітлює характер змінювання прискорення багатьох маневруючих об'єктів, замінюється еквівалентним нормальним розподілом (пунктир рис. 1).

В залежності від того, змінюванням якого параметру нормального закону намагаються урахувати дійсну багатопіковість щільності розподілу ймовірностей складових вектора прискорення об'єкта, більшість відомих методів адаптації параметрів радіотехнічних слідкуючих систем (РТСС) до маневру об'єкта можна поділити на дві групи.

Перша група методів, що знайшла широке застосування у сучасних РТСС, припускає заміну багатопікової щільності розподілу ймовірностей еквівалентною нормальною щільністю з нульовим математичним сподіванням та середньоквадратичним відхиленням, що залежить від характеру маневрування об'єкта. В цьому випадку маневрові характеристики об'єкта визначають розміри зони невизначеності складових вектора прискорення об'єкта, яка, в свою чергу, визначає ширину смуги пропускання РТСС [6]. У випадку прийняття рішення про маневр об'єкта для зменшення систематичної помилки оцінювання ста-

ну об'єкта полосу пропускання РТСС розширюють, виходячи з можливого маневру максимальної інтенсивності. Незалежно від використання різних критеріїв вибору моменту корекції смуги пропускання [2] недоліком цих методів адаптації до маневру є неминуче збільшення флуктуаційної помилки оцінювання при виявленні маневру об'єкта.

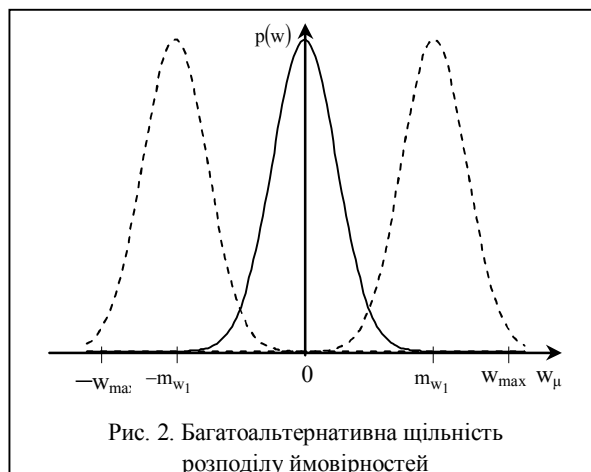
Друга група методів припускає заміну багатопикової щільності розподілу ймовірностей еквівалентною нормальною щільністю з математичним сподіванням, що залежить від характеру маневру об'єкта, та фіксованим середньоквадратичним відхиленням. Найчастіше застосовуються багатогіпотезні моделі руху об'єкта. При такому підході РТСС являє собою сукупність фільтрів, що налаштовані на різні види маневру об'єкта (далі фільтри умовної оцінки), а оцінка стану об'єкта формується шляхом сумування оцінок, що формуються фільтрами умовної оцінки (ФУО), з ваговими коефіцієнтами, що змінюються в залежності від характеру руху об'єкта [6 – 8]. На теперішній час найбільше застосування знайшли РТСС, в яких результуюча оцінка формується відповідно до байесовської теорії [2, 6, 9]. Суттєвою перевагою другої групи методів є зменшення систематичної помилки оцінювання маневруючого об'єкта без збільшення флуктуаційної помилки.

У роботі розглядається один з типових для другої групи методів, що заснований на багатоальтернативній моделі руху об'єкта [10], яка вперше запропонована у роботах Хісмагуліна В.Ш. у 70-і роки ХХ століття. Ця модель припускає уведення декількох гіпотез про середні значення складових вектора прискорення об'єкта, а флуктуації складових вектора прискорення об'єкта в межах кожної гіпотези припускаються експоненційно корельованими гаусовими процесами. Такий закон розподілу є частковим випадком полігаусового закону розподілу і у випадку трьох гіпотез про середнє значення наведений на рис. 2.

2. Результати синтезу РТСС на основі багатоальтернативної моделі руху об'єкта

2.1. Проблеми застосування систем сумісного супроводження. Розв'язання задачі синтезу на основі багатоальтернативної моделі руху об'єкта приводить до системи сумісного супроводження за усіма координатами, що спостерігаються, однак, як свідчить перевірка якості функціонування таких систем, в більшості випадків рішення про маневр приймається з великим запізненням, оскільки відсутність маневру за однією з координат приводить до суттєвого запізнення у прийнятті рішення про маневр за іншими координатами. Це обумовлено різним (для різних координат) характером змінювання кількості спостережень, які ураховуються при розрахунку вагових коефіцієнтів фільтрів умовної

оцінки при формуванні результуючої оцінки вектору стану об'єкта. Так на малих дальностях об'єкта відсутність маневру за дальністю заважає правильному прийняттю рішення за кутовими координатами



ми, і навпаки на великих дальностях відсутність маневру за кутовими координатами заважає правильному прийняттю рішення про маневр за дальністю. У зв'язку з цим доцільнішим виявляється використання систем роздільного супроводження, синтезованих на основі багатоальтернативної моделі руху об'єкта.

2.2. Алгоритми оцінювання та структура РТСС для систем роздільного супроводження. При застосуванні систем роздільно супроводження стан об'єкта характеризується трьома векторами

$$\bar{x}_\mu(nT) = (\tilde{w}_\mu(nT), v_\mu(nT), \mu(nT))^T, \quad (1)$$

до кожного з яких входить координата об'єкта $\mu(nT)$, швидкість її змінювання $v_\mu(nT)$ та флуктуації відповідної складової вектора прискорення об'єкта $\tilde{w}_\mu(nT)$.

Рух об'єкта при такому підході описується трьома ідентичними рівняннями стану.

$$\bar{x}_\mu(nT + T) = \tilde{f}_\mu[\bar{x}_\mu(nT)] + \tilde{g}[\bar{w}_\mu] + B_\mu \xi_\mu^*(nT), \quad (2)$$

де $\tilde{f}_\mu[\bar{x}_\mu(nT)]$ – вектор-функція, що залежить від вектора стану об'єкта;

$\tilde{g}[\bar{w}_\mu]$ – вектор-функція, що залежить від середнього значення складової вектора прискорення об'єкта \bar{w}_μ ;

B_μ – матриця збудження;

$\xi_\mu^*(nT)$ – дискретна біла послідовність шумів збудження.

Модель спостережень μ -ї координати може полагатися такий, як у стандартній постановці задачі синтезу оптимального спостерігача стану

$$z_\mu(nT) = H_p \bar{x}_\mu(nT) + f_\mu^*(nT), \quad (3)$$

де H_p – матриця спостережень;

$f_\mu^*(nT)$ – шум спостереження μ -ї координати об'єкта.

Начальний стан, шуми збудження та спостережень зазвичай вважають взаємно некорельованими гаусовими дискретними білими послідовностями з нульовими середніми [1].

В результаті розв'язання задачі синтезу отримують оптимальний за критерієм мінімуму середньоквадратичної помилки байесовський алгоритм оцінювання стану об'єкта [11]

$$\hat{x}_\mu(nT) = \sum_{i=1}^{q_\mu} P[H_{\mu_i} / Z_\mu(nT)] \hat{x}_{\mu_i}(nT), \quad (4)$$

де H_{μ_i} – i -а гіпотеза про середнє значення μ -ї складової вектора прискорення об'єкта;

q_μ – кількість гіпотез про середнє значення μ -ї складової вектора прискорення об'єкта;

$Z_\mu(nT)$ – вектор результатів n спостережень μ -ї координати об'єкта;

$P[H_{\mu_i} / Z_\mu(nT)]$ – апостеріорна ймовірність i -ї гіпотези по результатах n спостережень μ -ї координати об'єкта;

$\hat{x}_{\mu_i}(nT)$ – оптимальна умовна оцінка вектора стану об'єкта за результатами n спостережень у випадку справедливості i -ї гіпотези про середнє значення μ -ї складової вектора прискорення об'єкта.

Якщо виконується

$$P[H_{\mu_m} / Z_\mu(nT)] \gg P[H_{\mu_i} / Z_\mu(nT)] \quad \forall i \neq m, \quad (5)$$

то байесовський алгоритм оцінювання (4) еквівалентний алгоритму прийняття рішення по максимуму апостеріорної ймовірності гіпотез

$$\hat{x}_\mu(nT) = \hat{x}_{\mu_m}(nT), \text{ якщо } P[H_{\mu_m} / Z_\mu(nT)] > P[H_{\mu_i} / Z_\mu(nT)] \quad \forall i \neq m. \quad (6)$$

Останній алгоритм у випадку, коли апріорні ймовірності гіпотез не ураховуються, еквівалентний алгоритму прийняття рішення по максимуму функції правдоподібності

$$\hat{x}_\mu(nT) = \hat{x}_{\mu_m}(nT), \text{ якщо } P[Z_\mu(nT) / H_{\mu_m}] > P[Z_\mu(nT) / H_{\mu_i}] \quad \forall i \neq m. \quad (7)$$

У подальшому алгоритм оцінювання (7) буде називати стандартним алгоритмом.

Як впливає з виразів (4), (6), (7), система супроводження об'єкта за μ -ю координатою повинна містити (рис. 3) q_μ фільтрів умовної оцінки, що формують умовні оцінки $\hat{x}_{\mu_i}(nT)$, та блок формування результуючої оцінки, який забезпечує формування результуючої оцінки згідно з обраним алгоритмом

оцінювання. Можливі структури РТСС більш детально описані у [12].

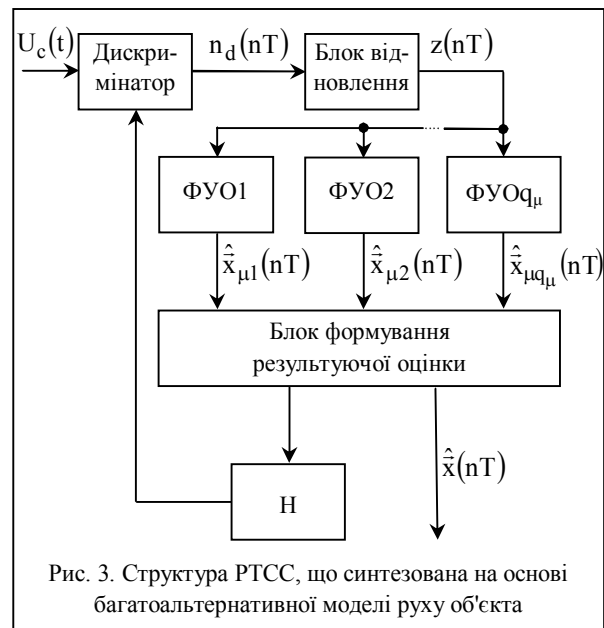


Рис. 3. Структура РТСС, що синтезована на основі багатоальтернативної моделі руху об'єкта

2.3. Порівняльний аналіз алгоритмів оцінювання. В результаті порівняльного аналізу байесовського (4) та стандартного (7) алгоритмів оцінювання встановлено, наступне:

1) систематична помилка байесовського алгоритму оцінювання (4) (пунктир рис. 4) співпадає з систематичною помилкою стандартного алгоритму оцінювання (7) (суцільна лінія рис. 4), за виключенням невеликих інтервалів часу поблизу моментів перемикання фільтрів умовної оцінки, де байесовський алгоритм оцінювання має властивість згачування систематичної помилки зарахунок плавності її змінювання;



Рис. 4. Систематична помилка оцінювання азимута байесовським і стандартним алгоритмами оцінювання

2) при використанні стандартного алгоритму оцінювання (7) характер перемикання фільтрів умовної оцінки (мелкий пунктир рис. 5) не відповідає дійсному змінюванню прискорення об'єкта при маневрі (пунктир рис. 5), оскільки рішення про пере-

ключення фільтрів умовної оцінки приймається з великим запізнюванням.



Рис. 5. Змінювання радіального прискорення об'єкта та переключення фільтрів умовної оцінки

Несвоєчасне прийняття рішення при використанні стандартного алгоритму оцінювання (7) обумовлено тим, що у поточний момент часу розділяючі функції алгоритму (7) розраховуються з урахуванням усіх попередніх спостережень. Для усунення цього недоліку використовується ковзний алгоритм оцінювання

$$\hat{x}_\mu(nT) = \hat{x}_{\mu,pp}(nT), \text{ якщо}$$

$$L[Z_\mu(nT, n_{pp})/H_{\mu,m}] > L[Z_\mu(nT, n_{pp})/H_{\mu,i}] \quad \forall i \neq m, \quad (8)$$
 де $L[Z_\mu(nT, n_{pp})/H_{\mu,i}]$ – розділяюча функція алгоритму прийняття рішення по максимуму функції правдоподібності, яка розраховується за результатами n_{pp} останніх спостережень μ -ї координати об'єкта.

При використанні ковзного алгоритму оцінювання (8) характер перемикання фільтрів умовної оцінки (суцільна лінія рис. 5) відповідає дійсному змінюванню прискорення об'єкту при маневрі (пунктир рис. 5). Систематична помилка оцінювання компонентів вектора стану об'єкта при використанні ковзного алгоритму оцінювання (8) завжди менша за систематичну помилку байєсовського (4) та стандартного (7) алгоритмів оцінювання, однак значення систематичної помилки при маневрі об'єкта залишається достатньо великим (пунктир рис. 6).

При фіксованій кількості гіпотез про середні значення складових вектора прискорення і конкретному алгоритмі оцінювання вектора стану об'єкта ступень адекватності багатоальтернативної моделі руху об'єкта його реальному руху може бути підвищена шляхом вибору часу кореляції флуктуацій складових вектора прискорення об'єкта. В результаті порівняльного аналізу середньоквадратичної помилки оцінювання компонентів вектору стану об'єкта при використанні ковзного

алгоритму оцінювання, встановлено, що середнє значення середньоквадратичної помилки при



Рис. 6. Систематична помилка оцінювання азимута при використанні ковзного алгоритму оцінювання

маневрі об'єкта мінімально, якщо час кореляції флуктуацій складових вектора прискорення об'єкта дорівнює 3 с. При цьому основна систематична помилка зосереджена поблизу моментів перемикання фільтрів умовної оцінки (суцільна лінія рис. 6).

У зв'язку із властивістю сглажування систематичної помилки поблизу моментів перемикання фільтрів умовної оцінки, що притаманна байєсовському алгоритму оцінювання, доцільно введення ковзного байєсовського алгоритму оцінювання, що припускає вагове сумування усіх умовних оцінок (як байєсовський алгоритм) з коефіцієнтами ваги, що розраховуються за статистикою, що накопичена за n_{pp} останніх спостережень (як у ковзного алгоритму)

$$\hat{x}_\mu(nT) = \sum_{i=1}^{q_\mu} P[H_{\mu_i} / Z_\mu(nT, n_{pp})] \hat{x}_{\mu_i}(nT), \quad (9)$$

де $P[H_{\mu_i} / Z_\mu(nT, n_{pp})]$ – апостеріорні ймовірності гіпотез, що розраховуються по n_{pp} останнім спостереженням.

Систематична помилка ковзного байєсовського алгоритму оцінювання (пунктир рис. 7) або співпадає із систематичною помилкою ковзного алгоритму (суцільна лінія рис. 7) або менша за неї поблизу моментів перемикання фільтрів умовної оцінки. При цьому вона мінімальна, якщо вагові коефіцієнти алгоритма оцінювання (9) розраховуються по статистиці, що відповідає ймовірності правильного прийняття рішення 0,5 у випадку трьох гіпотез та 0,22 у випадку п'яти гіпотез.

Порівняльний аналіз точності оцінювання компонентів вектора стану об'єкта РТСС, що реалізує ковзний байєсовський алгоритм оцінювання, та одноальтернативною системою, в якій адаптація здійснюється шляхом змінювання смуги пропускання системи, свідчить, що виграш у середній точності оціню-

вання координат, складових векторів швидкості та



прискорення складає $1,09 \pm 1,27$, $1,32 \pm 1,61$ та $1,33 \pm 2,04$ рази у випадку трьох гіпотез про середні значення складових вектора прискорення об'єкта та $1,12 \pm 1,45$, $1,19 \pm 2,22$ та $1,03 \pm 3,23$ рази у випадку п'яти гіпотез. Однак, для деяких траєкторій руху можливий незначний програш у величині максимальної середньоквадратичної помилки оцінювання координат об'єкта.

Висновки

Використання РТСС, що синтезовані на основі багатоальтернативної моделі руху об'єкта, є доцільним у порівнянні з одноальтернативною системою, оскільки забезпечує вигреш у середній точності оцінювання координат, складових векторів швидкості та прискорення. Однак, практичне застосування таких систем пов'язано з рядом проблем, розв'язання яких потребує додаткових досліджень:

- відсутнє обґрунтування застосуванню правила "трьох сігма" при виборі величини середньоквадратичного відхилення багатоальтернативного закону розподілу складових вектора прискорення об'єкта, яке визначає ширину смуги пропускання РТСС;

- оптимізація параметрів РТСС, що реалізує ковзний алгоритм оцінювання, за критерієм мінімуму середнього значення середньоквадратичної помилки при маневрі об'єкта, призводить до зменшення часу кореляції флуктуацій складових вектора прискорення об'єкта, який, в свою чергу, призводить до збільшення смуги пропускання РТСС. Отже доцільним є введення на основі середньоквадратичного відхилення та часу кореляції флуктуацій складових вектора прискорення об'єкта одного параметру, який визначає ширину смуги пропускання РТСС;

- відсутня методика вибору глибини ковзного вікна при формуванні розділяючих функцій ковзного алгоритму оцінювання та вагових коефіцієнтів ковзного байєсовського алгоритму оцінювання;

- в літературі недостатньо висвітлена доцільність використання РТСС, що синтезовані на основі багатоальтернативної моделі руху об'єкта, у випадку більш, ніж п'яти гіпотез про середні значення складових вектора прискорення об'єкта;

- наявність програшу у величині максимальної середньоквадратичної помилки оцінювання координат об'єкта для деяких траєкторій руху може привести до зриву супроводження об'єкта.

Всі вказані вище проблеми є наслідком недостатньої адекватності багатоальтернативної моделі руху об'єкта його реальному руху, тому ця модель, а відповідно і синтезовані на її основі РТСС, не залежно від доцільності їх використання, потребують подальшого доопрацювання.

Список літератури

1. Сейдж Э., Мелс Дж. Теория оценивания и ее применение в связи и управлении: Пер. с англ. – М.: Связь, 1976. – 496 с.
2. Радиоэлектронные системы: Основы построения и теория. Справочник / Я.Д. Ширман, С.Т.Багдасарян, А.С. Маляренко и др.; Под ред. Я.Д. Ширмана. – М.: Радиотехника, 2007. – 512 с.
3. Зингер Р.А. Оценка характеристик оптимального фильтра для слежения за пилотируемой целью // Зарубежная радиоэлектроника. – 1971. – № 8. – С. 40-57.
4. Crisan D., Douset A. A survey of convergence results on particle filters for practitioners. – IEEE Trans., SP-50, № 2.
5. Daum F. Nonlinear Filters: Beyond the Kalman Filter. – IEEE AES System Magazine, August 2005. № 8, Part Two of Two.
6. Бочкарев А.М., Юрьев А.Н., Долгов М.Н., Щербини А.В. Цифровая обработка радиолокационной информации при сопровождении целей // Зарубежная радиоэлектроника. – 1991. – № 3. – С. 40-57.
7. Кузьмин С.З. Основы теории цифровой обработки радиолокационной информации. – М.: Сов. радио, 1974. – 432 с.
8. Оценивание параметров движения маневрирующих объектов / Н.С. Гриценко, А.А. Кириченко, Т.А. Коломойцева, В.П. Логинов, М.Г. Тихомирова // Зарубежная радиоэлектроника. – 1983. – № 4. – С. 3-30.
9. Гриценко Н.С., Логинов В.П., Севастьянов К.К. Адаптивное оценивание. Часть 2 // Зарубежная радиоэлектроника. – 1985. – № 3. – С. 3-26.
10. Хисматулин В.Ш., Сачук И.И. Многоальтернативная модель движения маневрирующей цели // Збірник наукових праць. – Х.: ХВУ, 1998. – Вип. 21. – С. 71-75.
11. Сачук И.И. Оценивание состояния динамического объекта, возбуждаемого шумом с неизвестным математическим ожиданием // Зб. наук. пр. 3-го Міжнародного молодіжного форуму "Радиоелектроніка і молодь у XXI столітті". Частина 2. – Х.: ХДТУР. – 1999. – С. 436-439.
12. Хисматулин В.Ш., Сачук И.И. Структуры радиотехнических следящих систем, синтезированных на основе многоальтернативной модели движения маневрирующей цели // Збірник наукових праць. – Х.: ХВУ. – 1999. – Вип. 3(25). – С. 13-17.

Надійшла до редколегії 3.08.2007

Рецензент: д-р техн. наук, проф. В.Д. Сахацький, Українська інженерно-педагогічна академія, Харків.