

5. Климов Е. А. Развивающийся человек в мире профессий / Е. А. Климов. – Обнинск, 1993. – 275 с.
6. Кузнецов П. С. Концепция социальной адаптации / П. С. Кузнецов. – Саратов: Изд-во Сарат. гос. ун-та, 2000. – 260 с.
7. Пряжников М. С. Профессиональное и личное самоопределение / М. С. Пряжников. – Москва – Воронеж: Изд-во ин-та практ. псих., 1996. – 256 с.
8. Роша А. Н. Профессиональная ориентация и профессиональный отбор в ОВД: [учебное пособие] / А. Н. Роша. – М.: Академия МВД СССР, 1989. – 210 с.
9. Сафин В. Ф. Психология самоопределения личности / В. Ф. Сафин. – Свердловск: Изд-во Свердл. пед. ин-та, 1986. – 228 с.
10. Шавир П. К. Психология профессионального самоопределения в ранней юности / П. К. Шавир. – М.: Педагогика, 1981. – 246 с.

УДК 159.922:351.746.1 (477)

Костенко М. Л., начальник відділу СБУ

ПСИХОЛОГІЧНІ ХАРАКТЕРИСТИКИ СИТУАТИВНОЇ ДЕЗІНФОРМАЦІЇ І ПСИХОЛОГІЧНІ СПОСОБИ ЇЇ ВЕРИФІКАЦІЇ У ПРОФЕСІЙНОМУ СПІЛКУВАННІ СПІВРОБІТНИКА ПРАВООХОРОННИХ ОРГАНІВ

Стаття знайомить з психологічними характеристиками ситуативної дезінформації, яка може мати місце в процесі професійного спілкування співробітника правоохоронних органів, а також із запропонованими автором психологічними способами її верифікації.

Ключові слова: дезінформація, верифікація, професійне спілкування.

Статья знакомит с психологическими характеристиками ситуативной дезинформации, которая может иметь место в процессе профессионального общения сотрудника правоохранительных органов, а также с предложенными автором психологическими способами ее верификации.

Ключевые слова: дезинформация, верификация, профессиональное общение.

Постановка проблеми. У диференціальній психології основним принципом вважається принцип розрізнення особистісних і ситуативних якостей. Теоретичний аналіз літератури дозволив висунути гіпотезу про те, що нещирість також має ситуативні та особистісні компоненти якостей. В останньому випадку це проявляється у таких рисах характеру як лицемірство, схильність до брехні.

Аналіз останніх досліджень та публікацій. При тестових випробуваннях частіше проявляється ситуативна нещирість: залежно від мотивів людина може поводитися і відповідати на питання по-різному, і це може бути пов'язано не стільки з її особистісними рисами – схильністю до брехні, а із цілями самопрезентації у даній ситуації. Тому для більш чіткої диференціації

замість терміна «ситуативна нещирість» як синонім ми використаємо термін «ситуативна дезінформація» [1]. Використання поняття «ситуативна» припускає активну роль суб'єкта спілкування, тобто співробітника, який з використанням мистецтва спілкування і науково обґрунтованих технічних методик може і повинен перебороти помилки тестування, викликані нещирістю об'єкта оперативної зацікавленості як респондента.

Мета статті – ознайомити із психологічними характеристиками ситуативної дезінформації, яка може мати місце під час професійного спілкування співробітника правоохоронних органів, а також запропонувати психологічні способи її верифікації.

Виклад основного матеріалу. При роботі з кожною з обраних нами методик може бути поставлене завдання забезпечення комунікативної вірогідності. Вибірка досліджуваних складала 115 чоловік віком — 18-25 років. Робота пройшла апробування також на контингенті випускників ВНЗ – (42 особи, віком 21-36 років) і випускників ВНЗ (35 осіб, 18-23 роки), які претендують на престижні високооплачувані посади у приватних комерційних структурах. З усіма проводилося тестування за тестом Р. Кеттелла у двох ситуаціях: для себе і для прийому на престижну, високооплачувану роботу.

Далі обробка матеріалу проводилася за трьома розділами. По-перше, вивчали наявність статистично значущих розбіжностей між двома тестуваннями (А і Б). Ці розбіжності і показували ступінь потенційної можливості нещирості у даному тесті. Звертаємо увагу, що знак різниці шкал у ситуаціях А і Б не має значення, тому що полярності можна поміняти й усі різниці можна привести до одного знаку. По-друге, з позицій психології становило інтерес вивчити типологію індивідуальних розбіжностей при такому тестуванні, тобто якщо побудувати різниці результатів тестування – чи корелюють профілі між собою у різних досліджуваних або ж вони діляться на різні категорії. Це можна було з'ясувати за допомогою Q-факторного аналізу. По-третє, виникає питання – чи можна на основі даних модельного тестування у ситуації спровокованої нещирості відповідей методами регресійних рівнянь (і далі матричної алгебри) визначити справжні значення шкал, тобто відновити автентичність індивідуальності досліджуваного. Така можливість легко забезпечується при багатofакторному тестуванні за допомогою тесту Кеттелла. Маючи безліч шкал у ситуації провокованого лицемірства, ми можемо розрахувати істинні значення шкал даного тесту. Разом з тим вважати, що це допускається лише при багатofакторному тесті, теж є невірним. Для одношкарпальних тестів прогнозування є можливим з використанням нелінійного регресійного аналізу. Дані переводилися у стени. Обробка полягала у розрахунку статистичних моментів за кожною шкалою тесту у двох ситуаціях: середніх значень, стандартних відхилень, стандартних помилок середніх. Для різних шкал обчислювалися різниці середніх, показники вірогідності розбіжностей за критерієм t-Ст'юдента.

У нашій роботі ми застосували мінімізований варіант тесту Кеттела. Аналіз статистичних моментів автентичних відповідей, отриманих на найбільш репрезентативній групі (115 осіб), свідчить про те, що найбільшою варіативністю відрізняються результати за шкалами: незалежність E, непрактичність M, підозрілість L ($v=50\%$), а найменший розкид припадає на шкали товариськості A та інтелекту B. Порівняння з літературними даними і нормативами, отриманими на інших групах, дозволяє судити про валідність нашого матеріалу. Респонденти давали різні відповіді при заповненні тесту для себе (автентичний варіант) і у фальсифікованій ситуації, представивши, що опитування здійснюється при призначенні на посаду.

Крива значень t-Стьюдента свідчить про те, що у суб'єктів психологічного обстеження є своя модель професійної придатності. У силу цього за одними шкалами досліджувані завищують результати (їм здається, що професіонали повинні мати більш виражені якості за відповідними шкалами), у той час як за іншими значення свідомо занижуються (на думку досліджуваних, подібними якостями фахівець не повинен володіти).

Як ми раніше встановили, психологічні результати при прийомі на роботу з ряду шкал зовсім не збігаються з реальними даними. Так, за одними шкалами претенденти симулюють із завищенням, за іншими – із заниженням автентичних значень шкал. Виникає питання про типологізацію обстежуваних в умовах тестування. Це завдання вирішували методом Q-факторного аналізу. При цьому розглядали три варіанти: у першому – аналізували автентичні відповіді, у другому – фальсифіковані (ще раз підкреслимо, що мається на увазі інтроспективна модель фахівця у голові претендента), у третьому – різницю між першим і другим результатами. Для проведення Q-факторного аналізу матриця експериментальних даних розгортається (транспонується). Відповідно до прийнятої практики, кількість факторів визначалася охопленням не менше 70 % дисперсії [2]. Цим же критерієм ми користувалися і при проведенні Q-факторного аналізу, при якому досліджувані виступають у ролі перемінних. Найбільшу розмаїтість отримано між досліджуваними при автентичних відповідях. Пояснення 74,6 % мінливості при групуванні досліджуваних у цьому випадку вимагає 5 факторів, тобто досліджувані представляють неоднорідну вибірку. Це можна розглядати як позитивний момент. У перший Q-фактор ймовірно навантажувалися вагами 21 % претендентів. Аналогічно другий Q-фактор однозначно містив у собі 14 %. У третьому Q-факторі базовими були знову 21 %. Далі четверта група мала достовірні ваги у 14 % досліджуваних. Самим нечисленным став п'ятий Q-фактор – 5 %. Інші досліджувані мали нечітко диференційований профіль і ввійшли до різних Q-факторів.

Картина радикально міняється при переході до фальсифікованих даних. Відповіді обстежуваних стають більш подібними (усі хочуть сподобатися комісії), і це призводить до зниження числа Q-факторів до трьох при

охопленні 75,3 %; при цьому перша Q-група однозначно увібрала у себе 57 % респондентів, представлених тільки у цьому факторі. Наступні два Q-фактори отримали по 14 % дисперсії. Вибірка різко уніфікується, варіативність відповідей вироджується.

Розподіл обстежуваних за різницею між щирими і модельними відповідями формує чотирифакторну Q-структуру (73,8 % дисперсії). У першій групі зібралось 43 %, у другій – 11 %, у третій – 7 % і в четвертій – 11 %. Як бачимо, групи досліджуваних у цьому випадку зайняли проміжне положення між автентичними і фальсифікованими результатами. З огляду на поставлене нами завдання цікаво розглянути специфіку поведінки кожної виділеної Q-факторної групи досліджуваних у фальсифікованій ситуації, коли вони намагаються представити себе найбільш адекватними для роботи у правоохоронних органах. Ці профілі й будуть відображати реальну суб'єктивну думку респондентів про те, який тип людей має перевагу при прийомі і просуванні по службі.

Особи, що ввійшли до перших двох Q-факторів, мають високий інтелект і справляються з більшим числом завдань за шкалою (B). Вони прагнуть показати себе товариськими (A), стресостійкими (C), відповідальними (G), готовими підтримати інновації (Q1), а також демонструють високий самоконтроль (Q3). Разом з тим за рядом шкал у них протилежні відповіді. Перші вважають, що треба демонструвати незалежність (F), сміливість (H), твердість (I), гнучкість (N) і низьку тривожність (O), самостійність (Q2), приховують напруженість (Q4). При цьому вони отримують багато балів за шкалою неправди (MD). Таким чином, експрес-діагностика цього типу: високий інтелект, твердість і нещирість відповідей (B+, I-, MD+). Умовно – інтелектуально-брехливо-авторитарний тип.

Особи, представлені у другому Q-факторі, навпаки, намагаються показати себе конформними (E- Q2-), м'якими (I), але готовими до прямолінійності (N). Одночасно їх відрізняє більш висока тривожність і напруженість. Маркерами цієї групи можуть бути добрі результати по інтелектуальних пробах у поєднанні з низькою самостійністю (B+, Q2-). Коротка назва – інтелектуально-залежний тип.

Представників третього Q-фактора характеризують низькі значення за шкалою (B). Вони також дають високі бали за шкалами тривоги і контролю (O, Q3) і занижують показники незалежності і прямолінійності (E, N). У той же час за шкалою (MD) вони виглядають більш щирими. Однак і тут не слід вважати, що відповіді досліджуваних у фальсифікованій ситуації є більш достовірними. У всіх групах автентичні відповіді не збігаються з фальсифікованими. Коефіцієнти кореляції між автентичними і фальсифікованими профілями склали у наведених прикладах відповідно для першого претендента (перший тип) $r=0,45$, для другого претендента $r=0,22$ і для третього $r=0,37$, тобто у всіх випадках не досягають рівня значущості $r=0,48$ ($N=17$,

кількість шкал тесту Кеттела). Таким чином, знову видно, що відповіді при прийомі на службу не збігаються з реальними даними людини.

Викладене вище зумовлює важливість пошуку способів визначення автентичних (справжніх, достовірних) відповідей за даними, отримуваними при прийомі на службу і відборі співробітників до резерву (на підвищення). Одночасно відзначимо, що й автентичні (такі, що свідомо не симулюються) відповіді не завжди відображають реальні якості людини, тому що залежать від її самооцінки. Це проглядається й у нашому випадку. Вирішення інтелектуальних завдань у першій і третій Q-групах покращується в умовах фальсифікованої ситуації, тобто коли досліджуваний вирішує для себе, він легше відмовляється від виконання складного завдання і йде на випадкову відповідь, занижуючи шкалу В при автентичних відповідях. Разом з тим фальсифікована ситуація позначається і на шкалі G: досліджувані хочуть показати себе відповідальними співробітниками й, отже, повинні ретельно вирішувати завдання у суспільно значущій ситуації. У цьому випадку кількість факторів вище, що відображає більшу індивідуальну мінливість щирих відповідей. Таким чином, тестові відповіді досліджуваних не можуть безпосередньо використовуватися для рекомендацій з прийому на службу або для просування у посаді у системі правоохоронних органів. Кожний використовуваний і тим більше затверджений наказами тест повинен супроводжуватися процедурами корекції фальсифікованих відповідей, приведення їх до автентичних (справжніх).

У професійному відборі використовують мультифакторні тести. Природно, напрошується питання: чи можна (маючи таку кількість шкал) на їхній основі розрахувати сучасними математичними методами щирі відповіді за шкалами, які цікавлять нас. Вирішення цього завдання можна здійснювати за допомогою різних багатомірних лінійних і нелінійних моделей. Обробка матеріалу проводилася на основі моделей, які послідовно ускладнюються: від простих (одномірних, лінійних) до складних (багатомірних, нелінійних). Якщо позначити автентичні (справжні), фальсифіковані та ті, що обчислюються, відповіді через X_a , X_m , то спочатку для кожної моделі розраховували параметри λ_x , μ_x , де X – прогнозована шкала тесту Кеттела, Потім на кожного досліджуваного отримували теоретично значення шкал X_v і визначали ступінь збігу X_v з автентичними (справжніми, експериментальними) даними. У підсумку точність кожної моделі визначали за двома параметрами: за кореляцією між автентичними і теоретично обчисленими даними, з одного боку, і за середньою різницею квадратів між цими ж рядами даних.

$$R_{av} = \frac{\sum (X_v - X_a)}{\sqrt{\sum (X_v - X_a)^2}}; \quad (1)$$

$$D_{av} = \frac{\sum (X_v - X_a)^2}{N}, \quad (2)$$

де $\sum X = X$ -ср. X .

Додатково розраховували кореляцію профілів двох варіантів, щоб визначити, наскільки зберігаються співвідношення між шкалами. Послідовно опишемо результати прогнозування автентичних (справжніх) відповідей за допомогою системи моделей, що ускладнюються. Нагадаємо, що особливістю даної роботи є використання системи моделей прогнозу, що ускладнюються. Ускладнення йшло у двох напрямках: перший – збільшення числа перемінних, тобто симульованих шкал, за допомогою яких складається прогноз автентичних відповідей; другий – перехід від лінійних моделей до нелінійних, квадратичних і кубічних.

Відбір цих варіантів нелінійності був продиктований двома законами психології: додсоновським, представленим параболічною залежністю ефекту від мотивації, і парабіотичним [4]. Це дозволило нам вичерпати варіанти моделей у прогнозі професійної придатності, тобто перевернути необхідні (лінійні) і достатні (нелінійні) випадки математичного професійно орієнтаційного консультування.

Бінарні моделі (прогноз за допомогою однойменної шкали і корекцією за шкалою неправди). Перша (класична) модель – бінарна лінійна без вільного коефіцієнта, що включає прогнозовану шкалу з коефіцієнтом, рівним одиниці, і шкалу брехні з коефіцієнтом, що розраховують за співвідношенням середніх стенових балів. Класичною моделю було названо з тієї причини, що вона отримала найбільше поширення у психодіагностиці [5-6 та ін.]. У класичному варіанті, у бінарній лінійній моделі виправлення досягається за рахунок однієї шкали брехні X_m , і X_v виходить за формулою:

$$X_v = X_m + \lambda x * K_m. (3)$$

Звертаємо увагу, що за цією формулою проводилися розрахунки для кожної шкали тесту Кеттела, і, отже, отримали сімнадцять коефіцієнтів λx , які дозволили нам за даними X_m і K_m (однойменна шкала і шкала корекції) кожного досліджуваного отримати відповідне йому теоретичне значення X_v . На цій основі ми можемо перевірити ефективність моделі, тобто наскільки ряд індивідуальних даних X_a збігається з рядом теоретично розрахованих значень X_v . Зазначимо також, що середні значення експериментальних автентичних X_a і теоретично розрахованих X_v дорівнюють 5,0, як і має бути, у стенових одиницях тесту Кеттела, тому ці величини у таблиці не наведено.

Рівень ефективності моделі визначали у такий спосіб: відповідно до статистики при $N=115$ рівні вірогідності коефіцієнтів кореляції дорівнюють $r_{05}=0,18$, $r_{01}=0,24$. Це відповідає різниці $\Delta r=0,24-0,18=0,06$. У силу цього вважали нееквівалентними кореляції r_1 і r_2 , для яких різниця $\Delta r_{\text{крит}} > 0,03$. Аналогічно для D : оскільки $t_{05}=2,04$, $t_{01}=2,75$, маємо $0,35 > \Delta t_{\text{крит}}$.

Якщо виходити із критерію Стьюдента, то у двох випадках, а саме, за шкалами F і MD , класична, лінійна бінарна модель ймовірно краще прогнозує автентичні відповіді порівняно з фальсифікованими, коли досліджуваний намагається демонструвати (симулювати) наявність позитивних якос-

тей. Як це було показано раніше, досліджувані у фальсифікованому експерименті при «прийомі на роботу» намагаються приховати безтурботність, зменшити значення F. При корекції за допомогою першої класичної моделі вдається краще прогнозувати справжні значення F. В силу слабого ефекту прогнозу перейдемо до наступної моделі.

Друга модель – також була бінарною лінійною, але, крім компонентів першої моделі, включала вільний коефіцієнт λ_x , о:

$$Xv = X_m + \lambda_x \cdot 0 + \lambda_x \cdot 1 * K_m. \quad (4)$$

Знову за цією формулою проводились розрахунки для усіх шкал, і було отримано вже нові значення коефіцієнтів λ_x . Ситуація відразу покращується за критерієм квадратів різниці: вже три шкали F, G і MD прогнозуються значно краще. Разом з тим варто відмітити, що на даному етапі про ефективність прогнозу ми судимо лише за числом прогнозованих шкал, що відповідають професіограмі працівника правоохоронних органів. Як видно (виділено жирним шрифтом), покращення досягається саме за значущими шкалами F (безтурботності) і G (відповідальності, суперего, «над-Я»), які у ситуації професійного підбору нашими досліджуваними дезінформуються, тобто відповідно F зменшується, а G штучно завищується.

Модель дозволяє виправити ситуацію, але не повністю, тому що не дозволяє прогнозувати значення шкали H (сміливість), яку наші досліджувані у ситуації професійного відбору люблять завищувати. Тому звернемося далі до бінарних нелінійних моделей – їх було дві. Третя і четверта моделі – бінарна нелінійна квадратична (додсонівська) і кубічна (парабіотична), що включають прогнозовану шкалу з коефіцієнтом одиниця і поліном від шкали брехні, що виступає як виправлення до фальсифікованого значення шкали X_m :

$$Xv = X_m + \lambda_{x,0} + \lambda_{x,1} * K_m + \lambda_{x,2} * K_m^2 \quad (5)$$

$$Xv = X_m + \lambda_{x,0} + \lambda_{x,1} * K_m + \lambda_{x,2} * K_m^2 + \lambda_{x,3} * K_m^3 \quad (6)$$

Знову за формулами було проведено розрахунки для всіх шкал і отримано вже нові значення коефіцієнтів λ_x . При порівнянні двох нових моделей з попередньою лінійною бачимо, що вони не забезпечують помітного покращення точності прогнозу, відзначається навіть незначне погіршення за такою характеристикою точності як кореляція між теоретично прогнозованими та автентичними (істинними) відповідями. Виникає питання – чи не краще для прогнозу робити акцент не на шкалі брехні, а безпосередньо на прогнозованій шкалі? У цьому випадку ми допускаємо, що Xv залежить значною мірою від X_m , що приводить до ще чотирьох унітарних моделей.

П'ята модель – унітарна лінійна, що включає прогнозовану шкалу з поправочним коефіцієнтом:

$$Xv = \mu_x * X_m. \quad (7)$$

Тут ніби передбачається, що при фальсифікованих відповідях відбувається просте розтягання або стискування шкали. Вже ця проста модель

виявилася ефективнішою за класичну. Якщо класична модель дозволяє краще судити про істинні значення шкал F — безтурботність, G — відповідальність, MD — нещирість, то в цьому випадку до них додається шкала Q4 — напруженість. Помітимо, що в цьому випадку не може бути змін у показниках точності за коефіцієнтами кореляції, тому що перетворення є числом лінійним.

З'ясуємо, чи можна домогтися ще кращого результату, якщо звернутися до більш складних унітарних моделей — лінійної, квадратичної і кубічної. Шоста модель — лінійна, що включає вільний і поправочний коефіцієнти:

$$Xv = + \mu_{x,0} + \mu_{x,1} * X_m. \quad (8)$$

На відміну від попередньої схеми тут враховано, що шкала фальсифікованих відповідей не тільки розтягується або стискається порівняно з автентичними (щирими) даними, але й піднімається або опускається залежно від передбачуваних досліджуваним вимог до претендентів. Як і в попередньому випадку, через лінійність перетворень не може бути змін за характеристиками точності, що базуються на кореляціях справжніх і обчислюваних показників. У той же час значення, що обчислюються знову, стають більш близькими до автентичних, порівняно з фальсифікованими відповідями, вже для всіх шкал, крім шкали N — прямолінійність. Ще раз відзначимо, що тут мова йде не про прогностичну цінність моделі, а про динаміку покращення їхньої точності у міру ускладнення. Дотепер ми бачимо, що помилка прогнозу коливається у діапазоні 1,49-1,95 стев і є занадто грубою для діагностики щирих репрезентацій досліджуваних. Продовжимо нарощування складності моделі і перейдемо до нелінійних прогнозів за однією шкалою.

Сьома і восьма моделі — унітарні нелінійні моделі, представлені поліномами другого і третього порядку:

$$Xv = + \mu_{x,0} + \mu_{x,1} * X_m + \mu_{x,2} * X_m^2; \quad (9)$$

$$Xv = + \mu_{x,0} + \mu_{x,1} * X_m + \mu_{x,2} * X_m^2 + \mu_{x,3} * X_m^3. \quad (10)$$

Як бачимо, помітного покращення порівняно з попередньою унітарною лінійною моделлю ми не отримали. За усіма наведеними вище моделями ми отримуємо покращення результату, тобто його наближення до автентичних відповідей респондентів. При цьому у класичній моделі поправка включає тільки шкалу брехні, а в унітарній орієнтована на використання лише самої прогнозованої шкали. Виникає питання, наскільки покращиться якість моделі, якщо до неї увійдуть і шкала брехні, і прогнозована шкала одночасно. Такий підхід формує безліч бінарних лінійних і нелінійних моделей. Перейдемо до аналізу їхньої ефективності.

Дев'ята модель — бінарна лінійна за участю прогнозованої шкали і шкали брехні:

$$Xv = + \mu_{x,0} + \mu_{x,1} * X_m + \lambda_{x,0} + \lambda_{x,1} * K_m. \quad (11)$$

За допомогою регресійного аналізу обчислили $k_0 = \mu_{x,0} + \lambda_{x,0}$, $k_1 = \mu_{x,1} + \lambda_{x,1}$. При прогнозі шкали брехні MD формула 10 не може викорис-

товуватися, тому що MD почне входити до неї двічі: $X_m = MD_m$ і $K_m = MD_m$, тому в останньому рядку таблиці ми повторили параметри сьомої унітарної моделі. Порівняно з унітарною лінійною моделлю покращення результативності отримано за усіма шкалами, у тому числі відзначається й наближення до точної відповіді за шкалою N, що не вдалося отримати при унітарній схемі. Якщо порівняти результати із сьомою моделлю, то вона є достовірною, на 0,35 стев. Точність нової моделі зростає за шкалами A, C, E, H, Г, M, O, Q1, Q2, Q3, Q4. Таким чином, точність прогнозу, як і раніше, коливається в діапазоні 1,56-2,11 стев, що не достатньо для надійного прогнозу. Тому продовжимо ускладнення бінарних моделей.

Десята та одинадцята моделі – бінарні нелінійні квадратичні і кубічні з рівноправною участю прогнозованої шкали і шкали брехні:

$$X_v = + \mu_{x,0} + \mu_{x,1} * X_m + \mu_{x,2} * X_m^2 + \lambda_{x,0} + \lambda_{x,1} * K_m + \lambda_{x,2} * K_m^2; \quad (12)$$

$$X_v = \mu_{x,0} + \mu_{x,1} * X_m + \mu_{x,2} * X_m^2 + \mu_{x,3} * X_m^3 + \lambda_{x,0} + \lambda_{x,1} * K_m + \lambda_{x,2} * K_m^2 + \lambda_{x,3} * K_m^3 \quad (13)$$

Знову для шкали брехні ми фактично повинні використати восьму і дев'яту моделі. Порівняно з бінарною лінійною моделлю покращення результативності закріплюється за усіма шкалами, а порівняно з бінарною квадратичною достовірно (на 0,35 стев) точність зростає за шкалами A, G, I, M, N, O, Q1. Проте помилка прогнозу коливається у діапазоні 1,52-1,90 стев, що, як і раніше, не є достатнім для ефективної діагностики. У зв'язку із цим продовжимо ускладнення моделей. Для цього врахуємо взаємозв'язки особистісних якостей [7-9]. Це дозволяє сподіватися, що автентичні відповіді можна розраховувати не тільки за однойменними шкалами і рівнем нещирості при фальсифікованих випробуваннях, але й за результатами інших шкал. Такий підхід приводить до лінійних і нелінійних матричних, багатомірних моделей корекції.

Дванадцята модель – багатомірна лінійна з рівноправною участю всіх шкал:

$$X_{vi} = v_{i0} + \sum v_{ij} + X_j. \quad (14)$$

У ній верхній рядок відповідає верифікованим шкалам, тобто координатам верифікованого вектора – рядка тесту Кеттела, що обчислюється на основі матричного рівняння:

$$X_v = K_0 + X_m K, \quad (15)$$

де K_0 – вектор — рядок вільних членів (3,57, 1,34, ... 2,63), а K – матриця перетворення неправдивого (модельного, фальсифікованого) вектора X_m у верифікований вектор X_v .

Нова модель є ефективнішою за найскладнішу бінарну нелінійну кубічної моделі. Покращення прогнозу наступає за усіма шкалами. Разом з тим кореляція із щирими (автентичними) відповідями і відхилення від неї

лежать у межах $R=0,47-0,75$, $D=1,31-1,77$. Таким чином, помилка становить порядку півтора ступеня, що усе ще погано для практичного використання. Оцінимо, чи можна покращити результат, якщо перейти до нелінійних багатомірних моделей.

Тринадцята і чотирнадцята моделі – багатомірна нелінійна квадратична і кубічна з рівноправною участю усіх шкал:

$$X_{vi} = v_{0i} + \sum v_{2ij} X_j + \sum v_{2ij} X_j^2; \quad (16)$$

$$X_{vi} = v_{0i} + \sum v_{2ij} X_j + \sum v_{2ij} X_j^2 + \sum v_{2ij} X_j^3. \quad (17)$$

У силу того, що нова модель не дозволила отримати істотних покращень за характеристикою D , і з огляду на складність завдання, немає сенсу будувати наступну чотирнадцяту модель. Разом з тим навіть ця нелінійна регресійна модель не дозволяє вважати завдання прогнозу повністю вирішеним. У силу цього виникає питання, чи можна підсилити точність прогнозу за рахунок залучення додаткових психофізіологічних параметрів, які не можуть дезінформуватися. Таким чином, робота у системі правоохоронних органів висуває високі вимоги до особистісних якостей їх співробітників [10]. У силу цього застосовується психологічний відбір, при цьому для прогнозування використовується математичний апарат багатомірного аналізу, включаючи регресійні рівняння. Разом з тим, найслабшим місцем цього підходу, як відзначають у західних спецслужбах, є неточність, викликана свідомою фальсифікацією кандидатами результатів тестових випробувань [3 та ін.]. Отримані результати можна звести до наступного. Експериментально встановлено статистично значущі ($P < 0,05$) розбіжності між даними автентичних (ширих) тестових відповідей і відповідей, призначених для комісії, що здійснює підбір співробітників для роботи у системі правоохоронних органів.

Відповідно до зазначеної моделі кандидати на престижні посади у правоохоронні органи свідомо фальсифікують справжні (автентичні) результати тестування, завищуючи одні (A, C, G, H, Q1, Q3, MD) і занижуючи (F, O) інші шкали тесту, використовуюваного психологами при професійному відборі – у нашому випадку тесту Кеттелла. Умовно за усередненими даними суб'єктивну, фальсифіковану модель фахівця можна зобразити формулою:

$$\text{Mod}_{\text{Sub}} = (+) \langle A, C, G, H, Q1, Q3, MD \rangle \ \& \ (-) \langle F, O \rangle,$$

де «+» означає завищення, а «-» – заниження результатів.

Методами Q-факторного аналізу показано, що залежно від індивідуальних особливостей фальсифікації кандидати підрозділяються на три типи:

по-перше, це особи з високим інтелектом, жорсткі і нещирі особи (B+, I-, MD+), названі інтелектуально-брехливо-авторитарний тип [42; 64; 103; 137 та ін.];

по-друге, особи, що прагнуть продемонструвати конформність (E-, Q2-), м'якість (I), але готові до прямолінійності (N), тобто – інтелектуально-залежний тип;

по-третє, особи з низькими значеннями за шкалою (В) і високими – за шкалами тривоги і контролю (О, Q3), тобто неінтелектуально-тривожні.

Висновки. Теоретичний аналіз літератури дозволив висунути гіпотезу про те, що нещирість має ситуативні та особистісні компоненти якостей. В останньому випадку це проявляється у таких рисах характеру як лицемірство, схильність до брехні. Використання поняття «ситуативна» припускає активну роль суб'єкта спілкування, тобто співробітника, який з використанням мистецтва спілкування і науково обґрунтованих технічних методик може і повинен перебороти помилки тестування, викликані нещирістю об'єкта оперативної зацікавленості як респондента. На основі класичних загальнопсихологічних і психофізіологічних закономірностей розроблено систему із чотирнадцяти математико-статистичних моделей прогнозу, що послідовно ускладнюються.

ЛІТЕРАТУРА

1. Аминев Э. Г. Многоуровневые коды индивидуальных различий памяти / Э. Г. Аминев. – Уфа: БГУ, 1996. – 180 с.
2. Соломон Р. К. Запутанная паутина: обман и самообман в философии // Исследуем ложь. Теории, практика обнаружения / Р. К. Соломон / [ред. М. Льюис, К. Саарни]. – СПб., 2004. – С. 53-92.
3. Фернхейм А., Хейвен П. Личность и социальное поведение / А. Фернхейм, П. Хейвен. – СПб.: Питер, 2001. – 368 с.
4. Васильев Л. Л. Экспериментальные исследования мысленного внушения / Л. Л. Васильев. – Л.: Изд-во Ленинградского университета, 1962.
5. Бурлачук Л. Ф., Морозов С. М. Словарь-справочник по психологической диагностике / Л. Ф. Бурлачук, С. М. Морозов. – СПб.: Питер Ком, 1999. – 528 с.
6. Собчик Л. Н. Введение в психологию индивидуальности. Теория и практика психодиагностического исследования / Л. Н. Собчик. – М.: ИПП, 1999. – 512 с.
7. Анастаси А. Психологическое тестирование / А. Анастаси. – М.: Педагогика, 1982. Кн.1 – 320 с. Кн. 2 – 336 с.
8. Briggs S. R., Cheek J. M. The role of factor analysis in the development and evaluation of personality scales / S. R. Briggs, J. M. Cheek // J. of Personality, № 51 (106), 1986. P.148.
9. Hough L., Eaton N., Dunette M., Kamp J., Mc Cloy R. Criterion-related validities of personality constructs and the effects of response distortion on those validities /L. Hough, N. Eaton, M. Dunette, J. Kamp, R. Mc Cloy// J. of Applied Personality, № 75, 1990. – P.501–595.
10. Сафін О. Д., Сідак В. С. Психолого-акмеологічні основи професійного та особистісного самовдосконалення співробітників правоохоронних органів України: [монографія] / О. Д. Сафін, В. С. Сідак. – К.: НА СБУ, 2004. – 178 с.