

ПСИХОЛОГІЧНІ ХАРАКТЕРИСТИКИ ДЕЗІНФОРМАЦІЇ І ПСИХОФІЗІОЛОГІЧНІ СПОСОБИ ЇЇ ВЕРИФІКАЦІЇ У ПРОФЕСІЙНОМУ СПІЛКУВАННІ СПІВРОБІТНИКА РОЗВІДУВАЛЬНОГО ОРГАНУ

Стаття присвячена висвітленню результатів верифікації дезінформації у професійному спілкуванні шляхом прогнозування автентичних відповідей обстежуваних за допомогою системи моделей прогнозу професійної придатності, що ускладнюються. Ускладнення йшло за двома напрямками: перший - збільшення числа змінних, тобто симулюємих шкал, за допомогою яких виробляється прогноз автентичних відповідей; другий - перехід від лінійних моделей до нелінійних, квадратичних і кубічних. Вибір цих варіантів нелінійності диктувався двома законами психології; додсонівським, поданим параболічною залежністю ефекту від мотивації, і парабіотичним, що дозволило вичерпати варіанти моделей у прогнозі професійної придатності, тобто перебрати необхідні (лінійні) і достатні (нелінійні) випадки математичного професійно орієнтаційного консультування.

Ключові слова: верифікація, дезінформація, професійне спілкування.

Стаття посвячена освещению результатов верификации дезинформации в профессиональном общении путем прогнозирования аутентичных ответов обследуемых с помощью системы усложняющихся моделей прогноза профессиональной пригодности. Усложнение шло по двум направлениям: первое - увеличение числа переменных, т.е. симулируемых шкал, с помощью которых производится прогноз аутентичных ответов; второй - переход от линейных моделей к нелинейным, квадратичным и кубическим. Отбор этих вариантов нелинейности диктовался двумя законами психологии; додсоновским, представленным параболической зависимостью эффекта от мотивации, и парабіотичним, что позволило исчерпать варианты моделей в прогнозе профессиональной пригодности, т.е. перебрать необходимые (линейные) и достаточные (нелинейные) случаи математического профессионально ориентационного консультирования.

Ключевые слова: верификация, дезинформация, профессиональное общение.

Article is devoted to illumination of results of verification of misinformation in professional dialogue by forecasting of authentic answers of becoming complicated forecasting models of professional suitability, surveyed by means of system. Complication went in two directions: the first - increase in number variable, i.e. feigned scales, with which help the forecast of authentic answers is made; the second - transition from linear models to nonlinear, square-law and cubic. Selection of these variants of nonlinearity was dictated by two laws of psychology; Dodson low, presented by parabolic dependence of effect on motivation, and parabolic law, that has allowed to settle variants of models in the forecast of professional suitability, i.e. to touch necessary (linear) and sufficient (nonlinear) cases of mathematical professionally orientation consultation.

Key words: verification, misinformation, professional dialogue.

Вступ. 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. При тестових обстеженнях 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 цій ситуації. Тому для більш чіткої диференціації замість терміну «ситуативна нещирість» як синонім ми використаємо

термін ситуативна дезінформація. Використання поняття «ситуативна» припускає активну роль суб'єкта спілкування, тобто співробітника розвідувального органу МО України, який з використанням мистецтва спілкування і науково обґрунтованих технічних методик може і повинен перебороти помилки тестування, викликані нещирістю об'єкту оперативної зацікавленості як респондента.

Метою цієї статті є висвітлення результатів верифікації дезінформації у професійному спілкуванні шляхом прогнозування автентичних відповідей обстежуваних за допомогою системи моделей прогнозу професійної придатності, що ускладнюються.

Виклад основних результатів дослідження. При роботі з кожної з обраних

нами методик може бути поставлене завдання забезпечення комунікативної вірогідності. Вибірка обстежуваних складала 115 осіб у віці - 18-25 років. Робота апробувалася також на контингенті випускників ВНЗ (42 особи), вік 21-36 років і випускників ВНЗ (35 осіб), вік - 18-23 роки, які претендують на престижні високооплачувані посади у приватних комерційних структурах. З усіма проводилося тестування за тестом Кеттелла у двох ситуаціях: для себе і для надходження на престижну, високооплачувану роботу, тобто з інструкцією.

Далі обробка матеріалу проводилася за трьома розділами. По-перше, вивчали наявність статистично значимих розбіжностей між двома тестуваннями (А і Б). Ці розбіжності і показували ступінь потенційної можливості нещирості у даному тесті. По-друге, з позицій психології становило інтерес вивчити типологію індивідуальних розбіжностей при такому тестуванні. Це можна було з'ясувати за допомогою Q-факторного аналізу. По-третє, виникає питання - чи можливо 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 обстежуваного. Така можливість легко забезпечується при багатофакторному тестуванні за допомогою тесту Р.Кетела. У нашій роботі ми застосували його мінімізований варіант. Отримано статистичні моменти автентичних відповідей на найбільш репрезентативній групі (115 осіб). Найбільшою варіативністю відрізняються результати за шкалами: незалежність Е, непрактичність М, підозрілість L ($v=50\%$), а найменший розкид доводиться на шкали товариськості А та інтелекту В. Порівняння з літературними даними і нормативами, отриманими на інших групах, дозволяє судити про валідність нашого матеріалу. Як бачимо, респонденти давали різні відповіді при заповненні тесту для себе (автентичний варіант) і у фальсифікованій ситуації, представивши, що опитування здійснюється при призначенні на посаду.

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 менш 70% дисперсії [1]. Цим же критерієм ми користувалися і при проведенні Q-факторного аналізу, при якому обстежувані виступають у ролі перемінних. Найбільша розмаїтість отримана між обстежуваними при автентичних відповідях. Пояснення 74,6% мінливості при угрупованні обстежуваних у цьому випадку вимагає 5 факторів, тобто обстежувані представляють неоднорідну вибірку. Це можна розглядати як позитивний момент. У перший Q-фактор вірогідно навантажувався 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% обстежуваних. Самим нечисленним став п'ятий Q-фактор - 5%. Інші обстежувані 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 приводить до зниження числа Q-факторів до трьох при охопленні 75,3%. При цьому перша Q-група однозначно увібрала у себе 57% респондентів, поданих тільки у цьому факторі. Наступні два Q-фактори отримали по 14% дисперсії. Вибірка різко уніфікується, варіативність відповідей вироджується.

Розподіл обстежуваних по різниці між щирими і модельними відповідями формує чотирьохфакторну Q-структуру (73,8% дисперсії). У першій групі зібралася 43%, у

другій - 11%, у третій - 7% і в четвертій - 11%. Як бачимо, угруповання обстежуваних 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 обстежуваних 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 по шкалі (В). Вони прагнуть показати себе товариськими (А), стресостійкими (С), відповідальними (G), готовими підтримати інновації (Q1), а також демонструють високий самоконтроль (Q3). Разом з тим по ряду 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 (В+, I-, MD+). Умовно - інтелектуально-брехливо-авторитарний тип.

Особи, подані 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 гарні результати по інтелектуальних пробах у сполученні з низькою самостійністю (В+, Q2-). Коротка назва - інтелектуально-залежний тип.

Представників третього Q-фактору характеризують низькі значення за шкалою (В). 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 обстежуваних у фальсифікованій ситуації більш достовірні. У всіх групах автентичні відповіді не збігаються з

фальсифікованими. Коефіцієнти кореляції між автентичними і фальсифікованими профілями склали у наведених прикладах відповідно для першого претенденту (перший тип) $r=0,45$, для другого претенденту $r=0,22$ і для третього $r=0,37$, тобто у всіх випадках не досягають рівня значимості $r=0,48$ ($N=17$, кількість шкал тесту Р.Кетела). Таким чином, знову видно, що відповіді при прийомі на службу не збігаються з реальними даними людини.

Викладене вище обумовлює 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 обстежуваний 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: обстежувані хочуть показати себе відповідальними співробітниками й, отже, повинні ретельно вирішувати завдання у суспільно значимій ситуації.

У цьому випадку кількість факторів вище, що відображає більшу індивідуальну мінливість щирих відповідей. Таким чином, тестові відповіді обстежуваних не можуть безпосередньо використовуватися для рекомендацій по 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. Обстежуваними виступали курсанти у кількості 115 осіб у віці - 18-22 роки. З усіма проводилося тестування за тестом Р.Кетела у двох ситуаціях: для себе і для прийому на престижну, високооплачувану роботу у правоохоронних органах, тобто з інструкцією. Далі 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 Р.Кетела, Потім на кожного обстежуваного 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: по кореляції між автентичними і теоретично обчисленими даними, з одного боку, і по середній різниці квадратів між цими ж рядами даних.

$$R_{av} = \sum X_v * X_a / \sqrt{(X_v^2 X_a^2)}$$

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

де $X = X - \text{ср.} X$.

Додатково розраховували кореляцію профілів двох варіантів, щоб визначити, наскільки зберігаються співвідношення між шкалами.

Послідовно опишемо результати прогнозування автентичних (справжніх) відповідей за допомогою системи моделей прогнозу професійної придатності, що ускладнюються. Ускладнення йшло у двох напрямках: перший - збільшення числа змінних, тобто симулюємих шкал, за допомогою яких виробляється прогноз автентичних відповідей; другий - перехід від лінійних моделей до нелінійних, квадратичних і кубічних.

Відбір цих варіантів нелінійності диктувався двома законами психології; додсонівським, поданим параболічною залежністю ефекту від мотивації, і парабіотичним [2]. Це дозволило нам вичерпати варіанти моделей у прогнозі професійної придатності, тобто перебрати

необхідні (лінійні) і достатні (нелінійні) випадки математичного професійно орієнтаційного консультування.

Перша (класична) модель - бінарна лінійна без свобідного коефіцієнту, що містить прогнозовану шкалу з коефіцієнтом, рівним одиниці, і шкалу брехні з коефіцієнтом, що розраховують за співвідношенням середніх стенових балів. Класичною модель названа з тієї причини, що отримала найбільше поширення у психодіагностиці. У класичному варіанті, у бінарній лінійній моделі виправлення досягається за рахунок однієї шкали брехні K_m , і X_v , виходить за формулою:

$$X_v = X_m + \lambda_x * K_m$$

Звертаємо увагу, що за цією формулою здійснювалися розрахунки для кожної шкали тесту Р.Кетела, і, отже, отримали сімнадцять коефіцієнтів λ_x , які дозволили нам за даними X_m і K_m (однойменна шкала і шкала корекції) кожного обстежуваного 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 . Середні значення експериментальних автентичних X_a і теоретично розрахованих X_v дорівнюють 5,0, як і має бути, у стенових одиницях тесту Р.Кетела, 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 $V_r=0,24-0,18=0,06$. У силу цього вважали нееквівалентними кореляції r_1 і r_2 , для яких різниця $V_{r_{\text{крит}}}>0,03$. Аналогічно для D , оскільки $t_{05}=2,04$, $t_{01}=2,75$, маємо $0,35>V_{t_{\text{крит}}}$.

Якщо виходити із критерію Стьюдента, то у двох випадках, а саме, за шкалами F і MD , класична, лінійна бінарна модель вірогідно краще прогнозує автентичні відповіді порівняно з фальсифікованими, коли обстежуваний намагається демонструвати (симулювати) наявність позитивних якостей. Як це було показано раніше, обстежувані у фальсифікованому експерименті при «надходженні 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 $\lambda_{x,0}$

$$X_v = X_m + \lambda_{x,0} + \lambda_{x,1} * K_m$$

Знову по цій формулі проводились розрахунки для усіх шкал і отримали 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 помітити, що на даному етапі про ефективність прогнозу ми судимо лише по числу прогнозованих шкал, що відповідають професіограмі працівника правоохоронних органів. Як видно (виділено жирним шрифтом), покращення досягається саме по значимих шкалах F (безтурботності) і G (відповідальності, суперего, «над-Я»), які у ситуації професійного підбору нашими обстежуваними дезінформуються, тобто відповідно, F зменшується, а G штучно завищується.

Модель дозволяє виправити ситуацію, але не повністю, тому що не дозволяє прогнозувати значення шкали N (смівість), яку наші обстежувані 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 :

$$X_v = X_m + \lambda_{x,0} + \lambda_{x,1} * K_m + \lambda_{x,2} * K_m^2$$

$$X_v = X_m + \lambda_{x,0} + \lambda_{x,1} * K_m + \lambda_{x,2} * K_m^2 + \lambda_{x,3} * K_m^3$$

Знову за формулами проводились розрахунки для всіх шкал і отримали 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 по такій характеристиці 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 прогнозуємій шкалі? У цьому випадку ми допускаємо, що X_v залежить значною мірою від X_m , що приводить до ще чотирьох унітарних моделей.

П'ята модель - унітарна лінійна, що містить прогнозовану шкалу з поправочним коефіцієнтом:

$$X_v = \mu_x * X_m$$

Тут як би передбачається, що при фальсифікованих відповідях відбувається просте розтягання або стискування шкали. Вже ця проста модель виявилася ефективніше 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 число лінійним.

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

$$X_v = + \mu_{x,0} + \mu_{x,1} * X_m$$

На відміну від попередньої схеми тут враховується, що шкала фальсифікованих відповідей не тільки розтягується або стискується порівняно з автентичними (щирими) даними, але й піднімається або опускається залежно від передбачуваних обстежуваним вимог до претендентів. Як і в попередньому випадку, через лінійність перетворень не може бути змін за характеристиками точності, заснованими 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 по мірі ускладнення. Дотепер ми бачимо, що помилка прогнозу коливається у діапазоні 1,49-1,95 стевів і є занадто грубою для діагностики щирих репрезентацій обстежуваних. Продовжимо нарощування складності моделі і перейдемо до нелінійних прогнозів по одній шкалі.

Сьома і восьма моделі - унітарні нелінійні моделі подані поліномами другого і третього порядку:

$$X_v = +\mu_{x,0} + \mu_{x,1} * X_m + \mu_{x,2} * X_m^2$$

$$X_v = +\mu_{x,0} + \mu_{x,1} * X_m + \mu_{x,2} * X_m^2 + \mu_{x,3} * X_m^3$$

Аналізуючи коефіцієнти відповідних поліномів, отримані засобами регресійного аналізу і характеристики відповідності ступеня моделі істинним значенням, бачимо, що 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 містить 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 брехня, і прогнозована шкала одночасно. Такий підхід формує безліч бінарних лінійних і нелінійних моделей.

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

$$X_v = +\mu_{x,0} + \mu_{x,1} * X_m + \lambda_{x,0} + \lambda_{x,1} * K_m$$

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, викладена у восьмій моделі, не може використовуватися, тому що MD почне входити до неї удвічі $X_m = MD_m$ 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 достовірна, на 0,35 стень. Точність нової моделі росте по шкалах A, C, E, H, G, M, O, Q1, Q2, Q3, Q4. Таким чином, точність прогнозу, як і раніше, коливається в діапазоні 1,56-2,11 стень, 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:

$$X_v = +\mu_{x,0} + \mu_{x,1} * X_m + \mu_{x,2} * X_m^2 + \lambda_{x,0} + \lambda_{x,1} * K_m + \lambda_{x,2} * K_m^2$$

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

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 стень) точність росте за шкалами A, G, I, M, N, O, Q1. Проте, помилка прогнозу коливається у діапазоні 1,52-1,90 стень, 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. Це дозволяє сподіватися, що автентичні відповіді можна розраховувати не тільки за однойменними шкалами і рівню нещирості при фальсифікованих обстежуваннях, 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:

$$X_{vi} = v_{i0} + \sum v_{ij} + X_j$$

Координати верифікованого вектору - рядок тесту Р.Кетела обчислюється на основі матричного рівняння;

$$X_v = K_0 + X_m K$$

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

Нова модель ефективніше самої складної бінарної нелінійної кубічної моделі. Покращення прогнозу настає 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 півтори стень, 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:

$$X_{vi} = v_{0i} + \sum v_{2ij} X_j + \sum v_{2ij} X_j^2$$

$$X_{vi} = v_{0i} + \sum v_{2ij} X_j + \sum v_{2ij} X_j^2$$

$$\sum v_{2ij} X_j^3$$

Ця модель ефективніше за лінійну багатомірну модель: за усіма шкалами вірогідно збільшуються коефіцієнти кореляції з автентичними відповідями, однак квадрат різниці, тобто точність оцінки, істотно не зменшується. Кореляція із щирими (автентичними) відповідями і відхилення від неї перебувають у межах $R=0,57-0,82$, $D=1,23-1,63$. У силу того, що нова модель не дозволила отримати істотних покращень по характеристиці D і, з огляду на складність завдання, не має 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 до їх співробітників [3]. У силу цього застосовується психологічний відбір, при цьому для прогнозування використовується математичний апарат багатомірного аналізу, включаючи регресійні рівняння. Разом з тим, самим вузьким місцем цього підходу, як відзначають у західних спецслужбах, є неточність, викликана свідомою фальсифікацією кандидатами результатів

тестових обстежувань [4 та ін.]. Отримані результати можна звести до такого. Експериментально встановлено статистично значимі ($P < 0,05$) розбіжності між даними автентичних (щирих) тестових відповідей і відповідей, призначених для комісії, що здійснює підбір співробітників у системі правоохоронних органів.

Відповідно до зазначеної моделі кандидати на престижні посади у правоохоронні органи свідомо фальсифікують справжні (автентичні) результати тестування, завищуючи одні (А, С, G, H, Q1, Q3, MD) і занижуючи (F, O) інші шкали тесту, використовуваного психологами при професійному відборі - у нашому випадку тесту Кеттелла.

Умовно за усередненим даними суб'єктивну, фальсифіковану модель фахівця можна відобразити формулою:

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

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

Висновки. Таким чином, методами Q-факторного аналізу показано, що залежно від індивідуальних особливостей фальсифікації кандидати поділяються на три типи: по-перше, це особи з високим інтелектом, жорсткі і нещирі особи (B+, I-, MD+), названі інтелектуально-брехливо-авторитарний тип; 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 (B) і високими по шкалах тривоги і контролю (O, Q3), тобто неінтелектуально-тривожні.

Література

1. Соломон, Р.К. Запутанная паутина: обман и самообман в философии // Исследуем ложь. Теории, практика обнаружения / Р.К. Соломон / Под ред. М.Льюиса, К.Саарни. - СПб., 2004. - С.53-92.
2. Васильев, Л.Л. Экспериментальные исследования мысленного внушения / Л.Л. Васильев / - Л.: Изд-во Ленинградского университета, 1962.
3. 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.
4. Фернхейм, А., Хейвен, П. Личность и социальное поведение / А.Фернхейм, П.Хейвен. - СПб: Питер, 2001. - 368 с.