

БЪЛГАРСКО СПИСАНИЕ ПО
ПСИХОЛОГИЯ

BULGARIAN JOURNAL
OF PSYCHOLOGY
an official issue
of the Bulgarian psychological society



брой 4 • 1995 г.

Главен редактор:
Ангел Величков

Редакционна колегия:
Веселина Русинова

Георги Йолов
(зам. главен редактор)

Димитър Щетински
Дончо Градев
Иван Димитров
Людмил Мавлов
Тома Томов
Жорж Балев
Виктор Петков
Хайгануш Силгиджиан
Пламен Димитров
Павлина Петкова

Технически редактор -
Камелия Малинова

Адрес на редакцията:
София 1606,
ул. Люлин планина 14
телефон: 54-12-95

ISSN 0861-7813

БЪЛГАРСКО СПИСАНИЕ ПО ПСИХОЛОГИЯ

Тримесечно издание на
Дружеството на психолозите
в България

Брой 4, 1995 год.

СЪДЪРЖАНИЕ

РЕДАКЦИОННА	3
<i>Пламен Калчев, Стойка Калчева, Живка Бурушкина, Петя Хорозова</i> БЪЛГАРСКА АДАПТАЦИЯ НА ВЪПРОСНИКА НА COOLIDGE ЗА ЛИЧНОСТНИ РАЗТРОЙСТВА (CATI) – НАДЕЖНОСТ НА СКАЛИТЕ	5
<i>Жорж Балев</i> ПРОБЛЕМИ В ИНТЕРПРЕТАЦИЯТА НА ФАКТОРНИЯ АНАЛИЗ. ОРТОГОНАЛНИ И ОБЛИЧНИ ФАКТОРНИ МОДЕЛИ	19
<i>Веселина Русинова, Лидия Василева</i> ПРОФЕСИОНАЛЕН СТРЕС: ТЕОРЕТИЧЕН И ЕКСПЕРИМЕНТАЛЕН МОДЕЛ НА К. Л. КУПЪР	39
<i>Евелина Богданова</i> ВЪЗПРИЯТИЕ НА ЕМОЦИОНАЛЕН ЧОВЕШКИ ИЗРАЗ ОТ СХЕМАТИЧНИ ИЗОБРАЖЕНИЯ НА ЛИЦА С ТРИ ПРОМЕНЛИВИ ПЕРЦЕПТИВНИ БЕЛЕГА	49
<i>Ивайло Търнев</i> НЕВРОПСИХОЛОГИЧНИ МОДЕЛИ НА ПРЕДСТАВНОСТТА - II Нарушения на представността при увреден мозък	59
<i>Мариана Няголова</i> ЗА ХУМАНИЗЪМ В МЕТОДОЛОГИЯТА НА ПСИХОЛОГИЯТА ..	71
СЪДЪРЖАНИЕ НА „БЪЛГАРСКО СПИСАНИЕ ПО ПСИХОЛОГИЯ“ (1995 г.)	74

РЕДАКЦИОННА

Научната комуникация в международни измерения е основно условие за развитието на науката. Достиженията на българската психология могат да бъдат оценени само ако бъдат включени в тази международна комуникация. Известни са трудностите и ограниченията за публикуване в чуждестранни списания. Поради тези съображения Ръководството на Дружеството на психологите в България реши от 1996 г. „Българско списание по психология“ да продължи да излиза на два езика – български и английски. По този начин се създават условия за научна изява на българските психологи, която може да бъде направена достояние на международен научен обмен. Предимствата на това решение са в още две посоки. Издаването на списанието на два езика ще улесни включването му в международния книгообмен и рефериране. На второ място, установената традиция за привличане на чуждестранни автори ще бъде разширена и утвърдена чрез предоставяне на поблагоприятни условия за публикуване на техни трудове.

Какви са условията за публикуване на статии на английски език? Всяка статия, която отговаря на изискванията за научна публикация може да бъде представена на английски език за публикуване. Авторите сами трябва да се погрижат за превода, оформлението и стилистичната редакция на текста. Редколегията си запазва правото да не приема материали, които в езиково отношение са неиздържани. Представената за публикация статия трябва да постъпи в редакцията като ръкопис на съответния език в два екземпляра заедно с всички таблици и графики и съпътстващите ги текстове. Статиите на английски трябва да съдържат резюме на този език, както и превода му на български. Този ръкопис трябва да се придрожава от дискета, в която да има файлове с текста на английски и на всички илюстративни материали. Наборът да е направен с използване на текстообработващата програма Word 5.5. Дискетата трябва да се придрожава с описание какво съдържат файловете и как са обозначени. За авторите, които предлагат материали на български език

важи също така изискването да представят текстовете на техните статии, набрани на компютър с използване на посочената текстообработваща програма. Те също така трябва да представят заглавието на статията и резюме, преведени на английски.

Редколегията изрично обръща внимание на всички автори, че материали, които не отговарят на посочените условия няма да бъдат разглеждани!

БЪЛГАРСКА АДАПТАЦИЯ НА ВЪПРОСНИКА НА COOLIDGE ЗА ЛИЧНОСТНИ РАЗСТРОЙСТВА (CATI) – НАДЕЖДНОСТ НА СКАЛИТЕ

Пламен Калчев, Стойка Калчева, Живка Бурушкина, Петя Хорозова*

BULGARIAN ADAPTION OF COOLIDGE AXIS II INVENTORY (CATI) – SCALES' RELIABILITY

Plamen Kalchev, Stoika Kalcheva, Jivka Burushkina, Petia Horozova

Data with Bulgarian version of Coolidge Axis II Inventory (Coolidge, 1992) are presented. Sample includes 866 subjects (34.8% males, 62% females, 3.2% missing). Item-analysis and factor analysis are used to improve scales internal consistency. The median reliability (Cronbach's alpha) of the personality disorder scales is 0.78; the median test-retest reliability – $r = 0.89$. Principal components factor analysis of the personality disorder scales with Varimax and Oblimin rotation extracts three factors (eigenvalue >1) which are very closed to data obtained by Coolidge (1992). The three factor model is discussed from the viewpoint of the Cuboid model of personality (Gough, 1987).

В ревизираната трета версия на Диагностичното и статистическо ръководство за психичните разстройства – DSM-III-R (American Psychiatric Association, 1987) личностните черти се разглеждат като устойчиви патерни (спосobi) на възприемане, мислене и отношение към себе си и околните, проявяващи се в широк социален контекст. Наличието на черти (констелация от черти), които имат дезадаптивен характер, съществено разстройват социалните отношения/профессионалната дейност или предизвикват значителен дистрес, се определя като личностно разстройство. Личностните разстройства са вероятно едни от най-сложните, объркани, емоционално натоварващи и заедно с това консумиращи време проблеми за клиниката (Beresin et al., 1992).

Според Perry и Vaillant при личностните разстройства се проявяват 4 общи характеристики: а) наличие на негъвави, слабо адаптивни реакции спрямо стреса; б) неспособност към трайна, постоянна привързаност/труд; в) спорни, „проблематични“ отговори при междуличностни

* Пламен Калчев – к.пс.н., гл. ас. СУ „Св. Кл. Охридски“

Стойка Калчева – к.пс.н., гл. експерт НБТУБ

Живка Бурушкина – психолог, 151 СОУПИ

Петя Хорозова – психолог, 151 СОУПИ

конфликти; г) особена способност „да се влиза под кожата“ и психически да се травмират другите (Perry, Vaillant, 1989/цит. по Beresin et al., 1992/).

Теорията на Millon предполага наличието на доминиращ, характерен за даденото личностно разстройство, защитен механизъм: налице са напр. данни, според които параноичното личностно разстройство се асоциира с проекцията, пасивно-агресивното разстройство с изместяването (displacement), обсесивно-компулсивното личностно разстройство с реактивното формиране (reaction formation) (Berman, McCann, 1995). Зад защитната структура обаче като цяло е налице тенденцията индивидът да маскира собствената си тревога и депресия (American Psychiatric Association, 1987; Beresin et al., 1992). Личността преживява болезнено социалния контекст, в който изпитва потребността, но и страхът да се довери и да разчита на другите. Заедно с това, подчертаната липса на емпатия при хората с личностни разстройства, неспособността им да видят себе си с очите на околните, често води до поведение, предизвикващо смут и объркване, тъй като те самите не поемат отговорността за ефекта, който са предизвикали. Емоционалната нестабилност и недоверието към другите, липсата на съчувствие и дефицитът на рефлексия спрямо собственото поведение, съчетани с опитите за манипулация, дразнят околните и, водят до порочен кръг, разстройващ допълнително нетрайните междуличностни връзки (Каплан, Сэдок, 1994; Margmar, 1988). За разлика от невротиците, за които собствените недостатъци и слабости са неприемливи и адаптацията към средата се осъществява чрез изменения в собственото аз, хората с личностни разстройства в значителна степен са склонни да отказват психологична помощ, да отричат наблюдаваните у тях нарушения; те са безkritични към собственото си поведение и се адаптират към средата за сметка на околните.

Интересът към диагностиката и третирането на личностните разстройства значително нараства след публикуването на третата версия на Диагностичното и статистическо ръководство за психичните разстройства (DSM-III, 1980), в което те са поставени в самостоятелната втора ос, с емпирично дефинирани критерии. Диагностиката на личностните разстройства е истинско предизвикателство за уменията на клинициста, изискващо и критично самонаблюдение, за да се избегне провокацията от разрушителното, обезценявашо или увличащо поведение на пациента (Beresin et al., 1992). Без съмнение обаче това е проблем от съществено практическо значение, тъй като, макар и ограничена част от хората с личностни разстройства да попадат в клиниката, по данни от епидемиологични изследвания техният относителен дял в общата популация варира между 6%-10% (Merikangas, Weissmann, 1986/цит. по Coolidge, 1992)*.

* По данни от други изследвания границите на интервала са в рамките на 2% - 18% (Freeman, 1993).

Въпросът е особено актуален през юношеска възраст, когато по правило личностните разстройства не само се проявяват в отчетлива форма, но диагностицирането им е от значение за идентификацията и на други рискови фактори: има данни напр. за по-висока честота на реализирани суицидни опити при юноши с личностни разстройства от импулсивния спектър: гранично, хистрионично и антисоциално (Kernberg, 1994).

Освен традиционното клинично интервю, за диагностиката на личностните разстройства активно се разработват два типа стандартизира- ни инструменти: (полу) структурирано клинично интервю и личностни въпросници, основани на самоописание. Както свидетелства обзорът на Perry (Perry, 1992, вж. и Barber, Morse, 1994) съгласуваността между двета типа методи силно варира според вида личностно разстройство, но като цяло е на незадоволително равнище; по правило корелацията между методи от един и същ тип (напр. различни видове структурирано интервю) е по-силна, отколкото между структурираното интервю и личностните въпросници. Въпреки че подобен тип данни не дават категоричен отговор на въпроса за преимуществото на един от двета подхода, личностните въпросници очевидно са по-икономичен, експресен метод за оценка и дори ако се приеме, че не могат да заменят клиничното интервю, те играят важна роля при оценката на тежестта на разстройството и на времевите колебания в състоянието.

От гледна точка на принципа на конструиране въпросниците за диагностика на личностните разстройства могат да се разделят на два типа:

а) въпросници, разработени на основата на теория за съвременна- та психиатрична нозология. Като пример тук би могъл да се посочи Мултиаксиалният клиничен въпросник на Millon (The Millon Clinical Multiaxial Inventory – MCFI, MCFI-II);

б) въпросници, основани на директен „превод“ на заложените в DSM диагностични критерии. (Известно е, че нозологията представена в DSM-III не е извлечена въз основа на обща теоретична схема, а формулираните в нея диагностични критерии имат емпиричен, описателен характер и отразяват по-скоро наблюдаваните клинични особености, а не лежащите в основата им механизми (напр. Clark et al., 1995). Пример за инструмент от този тип е въпросникът на Coolidge за личностни разстройства (The Coolidge Axis II Inventory – CATI).

Друг съществен параметър при диагностиката на личностните разстройства е използваният категориален или дименсионален подход. Заключението в DSM се основава на категориалния подход (изиска наличието на минимален брой равнозначни критерии) и има дискретен, качествен характер, докато в психологията и в частност в психометрията, представата за личностните черти предполага количествена, дименсионална оценка. Въпреки че традицията на категориалния подход се задава от клиничната практика, при оценката на личностните разстройст-

ва (чрез въпросници или полуструктурно интервю*) предпочтан е дименсионалният подход, позволяващ оценка на тежестта на разстройството (Widiger, 1992/цит. по Clark et al., 1995/). Според други данни обаче, дименсионалният подход стабилно повишава съгласуваността между оценките на експертите при един и същ метод (полуструктурирано интервю), но ефекта върху корелацията с други методи не се оценява еднозначно (Perry, 1992).

Предмет на анализ в настоящата статия е въпросникът на Coolidge за личностни разстройства (The Coolidge Axis II Inventory – CATI). Автор на въпросника е Фредерик Кулидж, професор в университета на Колорадо, Колорадо Спрингс. Психометрични данни за метода са публикувани през 1992 год. (Coolidge, 1992; Coolidge, Mervin, 1992). При конструирането на CATI е използван емпиричният подход, като айтемите са формулирани на основата на 117-те диагностични критерии, обхващащи 11-те основни личностни разстройства от DSM-III-R и две-те допълнителни разстройства, дадени в приложението (садистично и себеувреждащо). Всеки критерий е отразен поне в един въпрос, като повече от един въпрос към даден критерий е формулиран в случаите, когато областта на поведение, обхваната от критерия има няколко аспекта или самият критерий е нееднозначно дефиниран. Въпросите са претърпели няколко ревизии с оглед постигането на съдържателна валидност с изходните критерии. Всяка от скалите съдържа въпроси не само за основните, но и за асоциираните особености на съответното разстройство. Дължината на скалите варира от 45 айтема за антисоциалното личностно разстройство (отразяващи 22 критерия) до 16 айтема при избягащото разстройство (7 критерия). При конструирането на CATI е налице един по-рядко срещан в психометрията вариант, при който един и същ айтем може да участва в повече от една скала, при това с различен знак. Това обстоятелство се налага от факта, че част от диагностичните критерии в DSM-III-R характеризират повече от едно личностно разстройство. Общо оригиналният вариант на въпросника включва 200 айтема, на които изследваното лице отговаря с помощта на 4-степенна Ликертова скала (от изцяло невярно до напълно вярно).

Зашитни скали. Въпросникът съдържа 4 защитни скали:

а) скала за случайно отговаряне. За разлика от други популярни личностни въпросници от типа на The California Psychological Inventory (CPI) и The Minnesota Multiphasic Personality Inventory (MMPI) тази скала не се състои от въпроси, на които изследваното лице крайно рядко дава положителни/отрицателни отговори, а включва само три айтема, позитивният отговор на които е изцяло неправдоподобен (напр. „Участвал съм като доброволец във френския чуждестранен легион“). Наличието

* Данни от този тип у нас са получени в изследването на Ончев, Ганев (1994) с полуструктурното интервю на Loranger.

на един подобен отговор, различен от изцяло невярно, предполага неразбиране на съдържанието на въпросите или случайно отговаряне (драскане върху листа за отговори) и води до автоматично бракуване на протокола; б) втората защитна скала се основава на нормативно изведената честота на 4-те степени на Ликертовата скала, използвани при отговорите на всички въпроси; в) третата скала, означена като „Тенденция да се прави добро впечатление“ е от типа на скалите за социална желателност; г) четвъртата скала отразява прекалената тенденция да се отричат проблеми на собственото психично здраве (психопатологични симптоми).

Други скали. Въпросникът съдържа и скали за психични разстройства, разпределени към първата ос в DSM-III-R: депресия, тревожност, шизофрения, посттравматично стресово разстройство. Без да са разработени специално на основата на специфичните диагностични критерии, те обхващат в широк смисъл теми, характерни за посочените разстройства. В CATI са включени също така скала за невропсихични дисфункции (с три подскали), други клинични скали свързани с враждебност, импулсивност, емоционална лабилност, нерешителност и др., както и скала за екстраверсия. В заключение се конструира и „общ индекс на приспособяване“ (обобщен показател за психопатологията на изследваното лице), включващ айтеми от 13-те скали за личностни разстройства и скалите за депресия и тревожност.

Публикуваните психометрични данни за въпросника свидетелстват за добро равнище на вътрешна съгласуваност и тест/ретест надеждност на скалите, за конструкт-валидността и конвергентната валидност, получени в серия от изследвания с клинично диагностицирани пациенти, с въпросника на Millon (MCMI-II), със скалите за депресия от MMPI и Beck и скалата на Spielberger за тревожност.

Етапи на адаптиране на въпросника

Всички оригинални тестови материали, използвани при работата върху въпросника са предоставени от F. Coolidge; адаптацията на метода е извършена с неговото писмено съгласие и подкрепа.

Извадка. В изследването са обхванати общо 866 лица, от които 34.8% мъже, 62% жени, 3.2% непосочили. Средната възраст на изследваните лица е $X = 23.48$ г. (min 16 – max 65), при следното разпределение: а) до 20 г. – 29%; б) в интервала 20 – 29 г. – 49%; в) 30 – 39 г. – 10%; г) 40 – 49 г. – 6%; д) над 50 г. – 3%; непосочили – 3%. 7.8% са с основно образование, 9.6% със средно, 67.7% – студенти, 13.7% с висше, 4.1% непосочили. От гледна точка на семейния статус 78.5% са неомъжени/неженени, 14.5% са семейни, 3% – разведени/овдовели, 4% непосочили. Извадката не е селекционирана предварително и е небалансирана по

пол и възраст, с преобладаващо участие на студенти.

Мнозинството от изследваните лица са попълнили въпросника доброволно; на една малка част е заплатено за участиято. С изключение на 81 от случаите въпросникът е попълван анонимно. Данныте за посочените 81 лица са получени в рамките на комплекс от психологични методи, предназначени за персонален подбор (подобна ситуация на реална конкуренция провокира силна тенденция към социалножелателно поведение). Данните от апробацията на въпросника в тези условия не се взимат предвид при психологичното заключение за изследваните лица, но представляват интерес от гледна точка на валидността на защитните скали* и са анализирани отделно от резултатите на останалата извадка.

Етап I. Въпросникът беше преведен по независим път от трима от авторите, след което вариантите за всеки айтем бяха дискутиирани до постигането на съгласие. Формулирането на даден айтем в българската редакция се основава както на оригиналния вариант, така и на дефиницията на съответния критерий в DSM-III-R. За седем от оригиналните айтеми не беше постигнат консенсус и те бяха представени в два варианта. Допълнително беше формулиран и един нов айтем, предназначен за скалите на депресия и тревожност. По този начин изходният вариант на въпросника съдържа 208 признака.

Изходният вариант беше апробиран върху 216 изследвани лица (198 валидни протокола от гледна точка на скалата за случайно отговаряне). Айтем-анализът на тези данни послужи като основа за идентификация на проблематичните от психометрична гледна точка въпроси. По отношение на всички въпроси с нездадоволителни психометрични данни бяха формулирани нови айтеми: а) чрез преформулиране на изходното съдържание; б) чрез конструиране на нови айтеми, основани на DSM-III-R критериите. Тъй като на този начален етап обемът на извадката беше сравнително ограничен, във въпросника бяха включени всички нови формулировки, без замяна/отстраняване на някои от изходните айтеми. С този разширен вариант, съдържащ общо 244 айтема, беше достигнат обемът от 866 изследвани лица. Общо, емпиричният материал е събран през периода X 1993 год./ V 1995 год.

При анализа на данните по отделните скали бяха използвани два традиционни подхода: а) класически айтем-анализ, който предполага в частност корелация между отделния признак и останалата част от скалата (дискриминативна характеристика на айтема); б) факторното тегло по първия, неротиран фактор, извлечен по метода на главните компоненти.** В голямото мнозинство от случаите двата подхода да-

* Валидността на защитните скали е предмет на отделна публикация.

** При оценката на факторните тегла като ориентировъчен показател беше използван „консервативният критерий“ на Stevens – удвоената стойност на корелационния коефициент, значим за дадения обем на извадката при $p < 0.01$ Stevens, 1986 /цит. по Mustaine, Wilson, 1995/

ват много близки/идентични резултати от гледна точка на ранговото място на признаките в дадената скала.

Необходимо е да се посочи обаче, че „философията“ на създаването на CATI предполага пълна съвместимост с диагностичните критерии в DSM-III-R, като съдържанието на айтема има предимство пред психометричните показатели. От тази гледна точка отстраняването на даден признак е възможно само, ако е налице друг, алтернативен вариант (формулиран на основата на съответния DSM критерий), който би могъл да го замени. В противен случай елиминирането на айтема не се допуска, дори с цената на повишаване на вътрешната съгласуваност (в някои от случаите по-ниското равнище на алфата на Кронбах е за сметка на пълната представеност на DSM критериите в дадената скала).

Като илюстрация на изложния подход ще бъдат разгледани няколко характерни примера:

а) айтем № 75 „Мисля, че хората не обръщат достатъчно внимание на привлекателната външност.“ не корелира значимо с хистрионичната скала*, за която е предназначен и е с незначимо тегло по първия неротиран фактор. Тъй като вероятно съдържанието на признака не се разбира еднозначно в българската изводка, на основата на критерий 3 в хистрионичната скала, беше формулиран нов айтем № 234: „Според мене да си грозен е истинско нещастие.“ Психометричните характеристики на новия айтем могат да се определят като приемливи ($r = 0.31$; факторно тегло 0.42) и той беше включен в хистрионичната скала вместо № 75;

б) От психометрична гледна точка айтем № 100 „Мисля, че съм самoten човек“ „не работи“ с шизоидната скала, вероятно защото българският превод енатован с негативно значение (в см. „Изпитвам чувство на самота.“, „Чувствам се самoten, без да го искам.“). При шизоидното личностно разстройство обаче дефицитът на социални контакти, изолацията сред околните е по-скоро преднамерена и предпочитана форма на отношение към другите, която не се съпровожда с психичен дискомфорт. Ето защо беше предложена нова формулировка, която директно отразява тенденцията към социална изолация: айтем № 232 „В повечето случаи предпочитам да бъда сам.“ Корелацията на новия айтем с шизоидната скала е значима ($r = 0.21$), но не отговаря на предварителните очаквания. За да се обясни относително ниското равнище на корелация, чрез експлораторен факторен анализ бяха анализирани няколко факторни решения за шизоидната скала. Резултатите от факторния анализ (по метода на главните компоненти и Облимин ротация) и scree теста на Cattell отдават предпочтение на четирифакторното решение. Първият фактор еднозначно би могъл да се обозначи като

* Тук и по-долу термините хистрионична, параноична и т.н. скала ще се употребяват със значението скала за хистрионично личностно разстройство, скала за параноично личностно разстройство и т.н.

„Социална изолация“; вторият – „Равнодушие/пренебрежение към оценките и отношението на околните“; третият – „Контрол върху емоциите/слаби емоционални реакции“, докато съдържанието на четвъртия фактор по-трудно би могло да се дефинира еднозначно. Без да се предпоставя тук броят на факторите, от съществено значение в случая е, че ротацията по Облимин отрича наличието на корелационни зависимости между тях (значима, но слаба връзка е налице само между втория и третия фактор). От тази гледна точка по-ниските стойности на алфа за шизоидната скала (табл. 1), както и на корелациите на отделния признак с цялата скала, биха могли да се обяснят с наличието на няколко некорелирани фактори. Подобно предположение не е в противоречие с дефинирането на личностното разстройство като „констелация от черти“.

В контекста на обсъждания по-частен въпрос от значение е обстоятелството, че многофакторното решение отново демонстрира преимуществото на втория вариант: „В повечето случаи предпочитам да бъда сам.“ е айтемът с най-високо тегло по първия фактор (Социална изолация) – $r = 0.69$ (ротация по Варимакс), без да корелира с втория фактор (Пренебрежение/равнодушие към оценките на околните) – $r = 0.05$), докато „Мисля, че съм самoten човек“ корелира положително с първия фактор – $r = 0.60$), но негативно с втория фактор – $r = -0.31$.

в) за разлика от посочените два примера, друг вариант за включване на нов айтем е възможен, когато айтемът първоначално не е предназначен за дадената скала, но: а) е с приемливи психометрични характеристики; б) от гледна точка на съдържанието може да се интерпретира като съответстващ на основните/асоциираните черти на даденото личностно разстройство. Например в изходния вариант на въпросника за айтем № 66 „Харесва ми да изглеждам глуповат и смешен.“ (шизотипична скала) беше формулиран и втори вариант: № 222 „Харесва ми да се правя на наивник пред другите хора.“ Вторият вариант post factum се оказва с приемливи психометрични данни за садистичната скала ($r = 0.33$); факторно тегло по първия неротиран фактор – 0.42; от друга страна тъй като подобен скрит, втори план на дейност би могъл да се тълкува като съдържащ определен „садистичен“ намек/“издевателство“ в отношението към околните, посоченият айтем беше включен в садистичната скала. Аналогичен е случаят с айтем № 27 (антисоциална скала), който е формулиран в „категорична“/в „по-мека“ форма – спр.: „Яд ме е на хората“/„Хората ме карат да се ядосвам.“ Вторият вариант работи по-добре в антисоциалната скала, докато първият, който е с по-силно изразена положителна асиметрия (skewness), в садистичната скала ($r = 0.31$; факторно тегло 0.39).

След направените корекции, в българската версия на въпросника дължината на скалите варира от 18 айтема, при личностното разстройство, свързано с избягване, до 48 айтема в антисоциалната скала, като най-значителни, в сравнение с оригиналния вариант, са промените в себеувреждащата и об-

сесивно-компулсивната скала (съответно 8 и 6 нови айтема).

Данни за скалите на личностните разстройства: асиметрия, ексцес, алфа на Кронбах за цялата извадка и поотделно в извадката на мъжете и жените са представени на табл. 1.

Таблица 1. Ексцес, асиметрия, вътрешна съгласуваност (алфа на Кронбах) и тест/ретест надеждност на скалите за личностни разстройства

Личностно разстройство	Ексцес	Асиметрия	DSM - III - R			Тест /ретест/	DSM - IV		
			Алфа				Алфа	Доп. айте-ми	
			Общо	Мъже	Жени				
Параноично	-0.06	0.01	0.78	0.76	0.79	0.85	0.80	-	
Шизоидно	-0.07	0.13	0.73	0.71	0.74	0.90	0.81	+1	
Шизотипично	-0.13	0.11	0.77	0.80	0.75	0.82	0.72	-	
Садистично	0.31	0.50**	0.78	0.79	0.73	0.77	-	-	
Нарцистично	0.04	0.02	0.83	0.81	0.84	0.89	0.82	+1	
Зависимо	0.11	0.12	0.84	0.81	0.85	0.89	0.82	+1	
Избягващо	-0.16	0.24**	0.81	0.79	0.83	0.83	0.84	+2	
Границично	-0.31	0.16	0.82	0.82	0.81	0.91	0.85	+1	
Себеуверждащо	0.06	0.13	0.75	0.76	0.75	0.78	-	-	
Пасивно/агресивно	-0.06	0.16	0.72	0.75	0.70	0.92	0.80	+3	
Обсесивно-компулси	0.03	-0.10	0.70	0.67	0.71	0.87	0.73	+1	
Антисоциално	0.69**	0.72**	0.87	0.87	0.83	0.91	0.89	-	
Хистрионично	0.15	0.10	0.81	0.80	0.82	0.89	0.86	+2	
Депресивно	-	-	-	-	-	-	0.71	+7	

Заб. Стойностите на ексцеса и асиметрията се различават значимо от 0 при * $p < 0.5$ и ** $p < 0.01$. (Използваната статистическа програма /SPSS/ изчислява при нормално разпределение нулеви стойности не само за асиметрията, но и за ексцеса.)

Тези резултати са напълно съпоставими с данните от оригиналния въпросник, в частност, с по-ниско равнище (на границата на приемли-

вите стойности) е вътрешната съгласуваност на скалата за обсесивно-компултивно личностно разстройство (Coolidge, 1992). Тук отново трябва да се има предвид, че факторният анализ извлича няколко некорелирани фактора (предимство има четирифакторното решение), което влияе върху стойността на алфа, изчислена за цялата скала. Като цяло, данните за вътрешната съгласуваност могат да се определят като задоволителни или много добри.

Данните на табл. 1. показват също така, че с изключение на антисоциалната, садистичната скала и скалата за избягващо личностно разстройство, стойностите на асиметрията и ексцесът свидетелстват за незначими отклонения от теоретичното нормално разпределение (по отношение на нарцисичната и параноичната скала е постигнато почти „перфектно“ разпределение). Тези резултати от формална, статистическа гледна точка могат да се интерпретират в полза на дименсионалния подход при оценката на личностните разстройства.

Тест/ретест надеждност. Данните за тест/ретест надеждността бяха получени върху извадка от студенти ($n = 83$ изследвани лица), като голямата част от протоколите са попълнени през интервал от 3 седм./4 седм. (По технически причини отделни протоколи бяха събрани през интервал от 1 седм./2 седм. или 5 седм.). Тест/ретест надеждността на отделните скали (табл. 1) варира от $r = 0.77$ до $r = 0.92$ (при медиана $r = 0.89$) и се характеризира с напълно приемливи стойности.

Факторен анализ на скалите. Данните от факторния анализ на равницето на 13-те скали за личностни разстройства са почти идентични с резултатите от факторизацията на оригиналния въпросник (Coolidge, 1992). При минималното изискване за $\text{eigenvalue} > 1$ по метода на главните компоненти се извличат 3 фактора, обясняващи съответно: 44.3%, 18.6% и 11.3% от общата дисперсия (според данните от оригиналния въпросник: 44.3%, 18.3% и 12.3% (Coolidge, 1992). Ротацията по Варимакс води до преразпределение на обясняваната дисперсия съответно, в българската извадка: 29.9%, 22.6% и 21.7%; в оригиналния вариант 26.4%, 24.3%, 24.1%. Данните по Облимин показват корелация между факторите в българската извадка в абсолютни стойности в интервала 0.19-0.3 (резултати от ротация по Облимин за оригиналния вариант не са публикувани). (Табл. 2.)

Различията между факторните решения в българската и американската извадка могат да се резюмират в два пункта: а) от гледна точка на % на обяснявана дисперсия вторият и третият фактор са с разменени позиции (след ротацията обаче по този признак двата фактора са почти равностойни); б) в българската извадка шизотипичната и параноичната

Таблица 2. Патерн матрица на факторните тегла на скалите за личностни разстройства (по метода на главните компоненти и ротация по Облимин)

	Фактор 1	Фактор 2	Фактор 3
Избягващо	0.90	-0.06	-0.23
Себеувреждащо	0.76	-0.09	0.25
Обсесивно-компулсивно	0.76	0.35	-0.15
Зависимо	0.69	-0.52	-0.28
Шизотипично	0.64	0.05	0.40
Параноично	0.62	0.00	0.39
Пасивно-агресивно	0.57	-0.40	0.24
Шизоидно	0.12	0.95	0.14
Хистрионично	-0.07	-0.78	0.27
Гранично	0.41	-0.57	0.23
Нарцистично	0.12	-0.51	0.43
Садистично	0.04	0.02	0.91
Антисоциално	-0.10	-0.13	0.89

скала са с най-високи тегла по първия фактор, като са натоварени значимо и по третия (табл. 2), докато в данните от оригиналния вариант е налице обратното съотношение: двете скали са разпределени към втория фактор (трети поред в българската извадка), като корелират малко по-слабо с първия фактор.

Сходството във факторните решения беше проверено и чрез кофициента на конгруентност (Харман, 1972, стр. 290). Получените стойности са съответно: а) между първия фактор в двете извадки 0.984; б) между третия фактор в българската извадка и втория в американската – 0.951; в) между втория в българската и третия в американската – 0.989. Тези стойности са по-скоро неочеквано високи, ако се имат предвид различията в културните условия, както и обстоятелството, че в българския вариант над 15% от изходните аитеми са нови (заменят или допълват оригиналните признания). Като цяло получените резултати показват, че както в българската, така и в американската извадка стабилно се извлича тримерна структура, задаваща „пространството“ на личностните разстройства.

При интерпретацията на факторното решение, според Coolidge, първият фактор, в който с най-големи тегла влизат разстройствата, свързани с избягване, със зависимост, себеувреждащото и обсесивно-компулсивното личностно разстройство, би могъл да се определи като обща неприспособеност – дезадаптивно поведение, свързано с бягство от ситуацията, асоциирано с тревожни черти. Вторият фактор, в който с най-високи тегла се включват шизоидната и хистрионичната скала, може да се дефинира като патологично продължение на континуума на интраверсията/екстраверсията, докато при третия фактор доминира антисоциалната/садистична тема (Coolidge, 1992).

При означаването на факторите е необходимо да се има предвид и знакът на включените в тях скали. След ротацията по Варимакс напр. вторият фактор трябва да се обозначи като „екстерналност“, тъй като високите стойности характеризират полюса на екстерналността (в този случай с отрицателно тегло е шизоидната скала, докато хистрионичната, граничната и нарцистичната скала корелират положително с фактора). При ротацията по Облимии местата на полюсите се разменят, като факторът може да се означи като „интерналност“ – налице е позитивна корелация с шизоидната скала и отрицателни тегла съответно на хистрионичната, граничната и и нарцистичната скала. В този случай, напр. хистрионичната скала корелира отрицателно с втория фактор („интерналност“) и положително с третия фактор („асоциалност“) (вж. табл. 2); като цяло на равнището на факторите, между „интерналност“ и „асоциалност“ е налице слаба, но значима отрицателна зависимост ($r = -0.3$).

Получената трифакторна структура би могла да се интерпретира и от позицията на друг, популярен личностен модел – „кубоидния модел“ на Н. Gough (1987). Този модел предполага наличието на три независими, ортогонални вектора: а)интерналист/екстерналист; б) приемане/оспорване (отричане, пренебрегване) на социалните норми; в) равнище на самореализация -психична интеграция на личността. Съчетаването на първите два параметъра води до разграничаване на 4 типа личности (алфа, бета, гама, делта) всеки от които може да се намира на различно равнище на самореализация (Gough, 1987).

От гледна точка на получените в настоящото изследване резултати са налице ясни паралели между вектора „интерналист/екстерналист“ и втория извлечен фактор (табл. 2); между вектора „приемане/отричане на социалните норми“ и третия извлечен фактор, включващ антисоциалната и садистичната скала; третият вектор в модела на Gough, означен като „равнище на самореализация“ предполага съдържателно сходство с първия извлечен фактор (напр. негативният полюс на този вектор директно се характеризира като себеувреждане, дискомфорт от новото, неизвестното, чувство, че човек е измамен и е жертва на другите и т.н. (Gough, 1987).

Моделът на Gough, без да се основава на факторен анализ има пре-

имуществено емпиричен характер. От тази гледна точка аналогията с тримерното пространство, получено като резултат от факторизацията на емпирично, описателно дефинираните в DSM-III-R скали за личностни разстройства е и предизвикателство към възгледите, отричани продуктивността на емпиричния подход за изследване на личността.

Данни за вътрешната съгласуваност (алфа на Кронбах) на други скали от въпросника: Депресия – алфа 0.88; Тревожност – 0.88; скала за Постравматично стресово разстройство – 0.80; Екстраверсия – 0.79; Общ индекс за адаптираност – 0.91. Тези резултати също могат да се определят като приемливи от психометрична гледна точка.

Етап II. Следващият етап от разработването на въпросника е свързан с публикуването на четвъртата версия на Диагностичното и статистическо ръководство за психичните разстройства (American Psychiatric Association, 1994). Тъй като „философията“ на създаването на CATI предполага пълно съответствие с DSM критериите, авторът на въпросника проф. Кулидж е формулирал нови 25 айтема, основани на анализа на настъпилите в DSM-IV промени при описание на личностните разстройства*. Новата версия на CATI съдържа айтеми за дефинираното в DSM-IV депресивно личностно разстройство (скалата се състои само от 7 признака – по един за всеки един от диагностичните критерии), допълнителни айтеми за част от останалите личностни разстройства, както и нови айтеми за някои от другите скали. От друга страна DSM-IV не включва себеувреждащото и садистичното личностно разстройство, съдържащи се в приложението на DSM-III-R. По мнението на проф. Кулидж обаче диагностиката на тези разстройства представлява значителен интерес за практиката, което е основание те да бъдат запазени в разширения вариант на CATI.

Получените у нас резултати с разширения вариант на въпросника засега са върху ограничен брой изследвани лица ($N = 140$, част от тях са събрани по време на ретест изследването). Данните за вътрешната съгласуваност на скалите обаче (табл. 1) макар и основани на извадка с неголям обем са напълно съпоставими и стабилно възпроизвеждат получените по-рано резултати. Според данните на табл. 1 с най-ниско равнище на вътрешна съгласуваност е новият вид личностно разстройство – депресивното личностно разстройство; при оценката на този резултат обаче трябва да се има предвид дължината на скалата – 7 айтема, както и обстоятелството, че в българския вариант единият от тях явно е формулиран неудачно**. Накратко, получените, макар и предварителни данни с разширения вариант, демонстрират неговата съвместимост с предишната версия.

* Лична кореспонденция с автора, април 1995 г.

** Неговото отстраняване води до повишаване стойността на алфа до 0.74 и от тази гледна точка една по-удачна формулировка допълнително би подобрila вътрешната съгласуваност.

В заключение, резултатите от адаптацията на въпросника на Coolidge за личностни разстройства (CATI) в български условия свидетелстват за добро равнище на вътрешна съгласуваност и тест/ретест надеждност, което позволява да се оценят оптимистично перспективите за използването на подобен, съвременен психометричен инструмент у нас. На следващия етап от първостепенно значение е проверката на валидността на въпросника и преди всичко – на възможностите чрез него да се идентифицират лица, с клинично диагностицирани личностни разстройства.

ЛИТЕРАТУРА

- Каплан, И.Г., Сэдок, Дж.Б. (1994). Клиническая психиатрия. М., Медицина, том I.
- Ончев, Г., Ганев, К. (1994). Диагностична надеждност при изследване на личността с по-инструктуирано клинично интервю. Българско списание по психология, № 4, 56-63.
- Харман, Г. (1972). Современный факторный анализ. М., Статистика.
- American Psychiatric Association (1987). Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (3rd. ed. rev.). Washington, DC: Author.
- American Psychiatric Association (1994). Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (4th. ed.). Washington, DC: Autor.
- Barber, J., Morse, J. (1994). Validation of the Wisconsin Personality Disorders Inventory with the SCID-II and PDE. Journal of Personality Disorders 8, 307-319.
- Beresin, E., Falk, W., Gordon, C. (1992). Borderline and other personality disorders. In S. Hyman & G. Tesar (Eds.) Manual of Psychiatric Emergencies, Boston: Little, Brown and Company.
- Berman, S., McCann, J. (1995). Defense mechanisms and personality disorders: An empirical test of Millon's theory. Journal of Personality Assessment, 64, 132-144.
- Clark, A.L., Watson, D., Reynolds, S. (1995). Diagnosis and classification of psychopathology: Challenges to the current system and future directions. Annual Review of Psychology, 46, 121-153.
- Coolidge, F. (1992). The Coolidge Axis II Inventory: Manual. University of Colorado, Colorado Springs.
- Coolidge, F., Mervin, M. (1992). Reliability and validity of the Coolidge Axis II Inventory: A new inventory for the assessment of personality disorders. Journal of Personality Assessment, 59, 223-238.
- Freeman, P.C. (1993). Personality disorders. In R. Kendell, A. Zealley (Eds.) Companion to psychiatric studies. London: Longman.
- Gough, H. (1987). California Psychological Inventory. Administrator's guide. Palo Alto: Consulting Psychologists Press.
- Kernberg, P. (1994). Psychological interventions for the suicidal adolescent. American Journal of Psychotherapy, 48, 52-63.
- Merikangas, R.K., Weissmann, M.M. (1986). Epidemiology of DSM-III Axis II personality disorders. In A.J. Frances, R.E. Hales (Eds.) American Psychiatry Association: Annual review, 5: Psychiatry update series. Washington, DC: American Psychiatric Press, 258-278.
- Marmar, C. (1988). Personality disorders. In H. Goldman (Ed.) Review of General Psychiatry (1988). Appleton & Lange: A Publishing Division of Prentice Hall, San Mateo.
- Mustaine, B., Wilson, R. (1995). An exploration of the internal consistency of the Kurtines Autonomy Scale. Measurement and Evaluation in Counseling, 27, 4.
- Perry, C.J. (1992). Problems and considerations in the valid assessment of personality disorders. American Journal of Psychiatry, 149, 1645-1653.
- Perry, C.J., Valliant, E.G. (1989). Personality disorders. In H.I. Kaplan, B.J. Saddock (Eds.) Comprehensive Textbook of Psychiatry, V. Baltimore: Williams & Wilkins.
- Stevens, J. (1986). Applied multivariate statistics for the social sciences. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Widiger, A.T. (1992). Categorical versus dimensional classification: Implications from and for research. Journal of Personality Disorders, 6, 287-300.

ПРОБЛЕМИ В ИНТЕРПРЕТАЦИЯТА НА ФАКТОРНИЯ АНАЛИЗ. ОРТОГОНАЛНИ И ОБЛИЧНИ ФАКТОРНИ МОДЕЛИ

Жорж Балев*

ISSUES IN FACTOR ANALYSIS INTERPRETATION. ORTHOGONAL AND OBLIQUE FACTOR MODELS

Jorj Balev

The paper is aimed at presenting some basic statistical parameters both for orthogonal and oblique factor solutions that are essential in factor-analytic interpretation. An overview of the factor variance's estimates is presented across orthogonal and oblique models. Thus differences and potential pitfalls in FA results for the two types of rotation are pinpointed. Finally, some practical suggestions are formulated concerning the trade-offs between orthogonal and oblique model choice, interpretation and ways of presenting of FA-results.

Факторният анализ се е наложил като една от фундаменталните статистически техники в анализа на емпирични данни и неговото прилагане днес далеч надхвърля пределите на психологията, в рамките на която се е изградил като математико-статистически инструмент. Редица изследователи (Cattell, 1966; 1978; Mulaik, 1972) виждат във факторния анализ водещата мултивариативна техника, около която са се развили и усъвършенствали редица други аналитични алгоритми, намиращи приложение в т.нар. квази-експериментални изследователски дизайн (Campbell & Stanley, 1966); две са основните задачи, които се решават с помощта на факторния анализ**: 1) редуциране на неудобно голям брой наблюдавани променливи до по-ниска дименсионалност и 2) разкриване на латентната структура, обясняваща и възпроизвеждаща отношенията между наблюдаваните променливи. В качеството на линейно-редуктивна техника факторният анализ (ФА) реализира 'необходимостта от опростеност при визуализацията и интерпретацията, от една страна, и съхраняването на достатъчно информация за адекватно представяне от друга.' (Gnanadesikan, 1977; p.5). Все пак латентно-структурната при-

* Жорж Балев – Катедра по обща, експериментална и генетична психология, Софийски университет „Св. Кл. Охридски“

** За краткост по-нататък ще използвам съкращението ФА вместо „факторен анализ“.

ложимост на ФА в много по-голяма степен определя идентичността на тази техника в областта на психологията и задава спецификата ѝ в сравнение с експериментално-ориентираните статистически техники. В тази плоскост, както посочва Krzanowski (1988), ФА е фокусиран не толкова върху външните, наблюдавани връзки между променливите (напр. предикцията), колкото върху вътрешните закономерности и механизми, обясняващи тези връзки. Двете страни на ФА се преливат в неговите разнообразни съвременни приложения, които дори е трудно да бъдат класифицирани.

Утвърдеността и широкото прилагане на ФА е практика в съвременната психология. Включването на ФА в стандартните статистически програми, използвани в социалните науки, прави този сложен в математическо отношение анализ достъпен и лесно приложим. Нещо повече, предварително зададените опции в тези програми, отразяващи най-често използваната в практиката разновидност на ФА, намаляват до минимум намесата на изследователя в аналитичния процес. Все пак колкото и да са обосновани, предварително зададените характеристики на ФА не могат да бъдат общовалидни и в този смисъл теорията и/или емпиричните резултати могат да изискват адекватна на тях промяна на аналитичните характеристики (Armstrong & Soelberg, 1968).

За да избегна всякакви недоразумения, ще посоча, че под характеристики на ФА разбирам възможните статистически разновидности, които може да възприеме ФА-стратегия на различните етапи от своята реализация. Детализират нещата, но без да бъда изчерпателен, ще посоча ФА-характеристики на равнище анализирана матрица*, коефициенти на общиност, брой на факторите, ротация. Математическият смисъл на тези и други характеристики има пряка връзка със специфични теоретични и емпирични изисквания на всеки конкретен ФА, с които изследователят трябва да се съобразява, за да разчита на коректни резултати.

Целта на статията е да се описат някои специфични моменти в интерпретацията на неортогонални ФА. Основно фокусът на работата е насочен върху основанията, алгоритмите и интерпретативния смисъл на няколко основни дисперсионни статистики, явяващи се съществена част от един факторен модел - факторните дисперсии, общата обяснена дисперсия на факторния модел и техните производни. В тази перспектива са представени ортогоналните и обличните факторни модели, като са очертани проблемите, които поставя обличният ФА при изчисляването и интерпретацията на тези статистически параметри. Особено внимание е отделено на различията във фактор-

* По-общо за нея може да се използва понятието „асоциативна матрица“

ния патерн и факторната структура при облични факторни решения.

Подобно усилие има смисъл доколкото резултатите от облични FA имат непълно, а често и неадекватно представяне в публикации, като в немалка част от случаите изследователите са подведени от некоректния резултативен файл на някои статистически програми. За тази цел ще разгледам стандартния резултативен файл за обличен FA (*Oblimin*) от широко използвания сред психологите статистически пакет SPSS*. Накрая ще се опитам да формулирам практически препоръки за избора, интерпретацията и представянето на облични FA.

Ортогонални и облични факторни модели

Въпросът за избора на ортогонални или облични фактори по същество обозначава различни подходи към търсенето на 'проста структура' (Thurstone, 1954) на факторното решение и стои в основата на ротационните алгоритми. Все пак необходимо е да се уточни, че всяка ротация е предшествана от различни алгоритми за извличане на фактори и което е по-важно, тези предварителни извлечени фактори са некорелирани. Това означава, че т.нар.неротирани фактори се разполагат в ортогонално пространство, но не може да се говори за факторно решение, защото липсва простата структура. Последващите ротации реализират графични или аналитични критерии за прости структури (виж напр. Harman, 1960), достигайки до ортогонални или облични факторни модели. В повечето случаи изборът на единия или другия тип ротация се диктува от теоретични съображения, като предварителните хипотези изискват извличаните латентни дименсии да бъдат ортогонални (независими) или облични (корелирани). При липса на релевантна теория или при експлораторен характер на изследването се препоръчва да бъдат анализирани и двата типа факторни решения (Loehlin, 1987). Все пак при равни други условия и теоретична приемливост за предпочитане са ортогоналните решения, при които параметрите на факторния модел са много по-икономични и лесно интерпретируеми.

Интерпретацията на ортогонални FA-модели

Преди да премина към интерпретацията на обличните факторни решения, ще се спра на основните статистически характеристики на ортогоналната факторна структура. По-нататък ще обозначавам наб-

* Statistical Package for Social Sciences

людованите променливи с x_j , където $j = 1, 2, \dots, p$ е индекс за отделните променливи, на чиято основа се извличат факторите f_k във факторен модел с k на брой фактори ($k = 2, \dots, q, m; m \leq p$).

В какво се изразяват параметрите на факторното решение? На първо място, разбира се, стои матрицата на факторните тегла (factor loadings matrix)*, която изразява връзката между измерваните променливи и извлечените фактори. На основата на матрицата на факторните тегла, наричана още факторен патерн (factor pattern), могат да бъдат изведени редица други статистически параметри на факторното решение. Във факторния патерн емпиричните променливи (и resp. факторите) са стандартизираны, а факторните тегла представляват стандартизираны регресионни коефициенти. Всяка наблюдавана променлива може да бъде изразена като зависима променлива в термините на линейно-регресионно уравнение, в което факторите заемат позицията на предиктори (вж.(1)).

$$x_j = b_{j1}f_1 + b_{j2}f_2 + \dots + b_{jm}f_m \quad (1)$$

където:

- x_j е произволна наблюдавана променлива;
- b_{jm} е коефициент на факторното тегло за фактор m по променливата j ;
- f_m обозначава m -я фактор.

Известно е, че когато предикторите в една множествена линейна регресия са независими помежду си, стандартизираните регресионни коефициенти могат да бъдат интерпретирани и като корелационни коефициенти (вж например Bernstein, 1988; p.44). За всяка наблюдавана променлива обяснената от факторите дисперсия може да се изчисли по (2).

$$h_j^2 = \sum_{k=1}^m b_{jk}^2 \quad (2)$$

където:

- h_j^2 представлява коефициента на общност за променливата j в m - факторен модел;
- b_{jk} е факторното тегло на променливата j по фактор k ;

* Основните ключови понятия, използвани в статистическите програми, ще бъдат давани и в англоезичната им формулировка, за да не се губи връзката с резултативните файлове.

Във FA цялата обяснена от факторите дисперсия за всяка отделна променлива се нарича коефициент на общност (communality) на съответната променлива. Коефициентът на общност е величината на множествената корелация между извлечените фактори и определена променлива. Тези параметри на факторното решение засят стойности в ранга 0 - 1, като по-високите стойности обозначават по-висока факторизация на дадената променлива. Както се вижда от (2), коефициентът на общност се разглежда като сума от коефициентите на детерминация за определена променлива по присъстващите във факторното решение латентни дименсии.

Доколкото извлечените фактори са ненаблюдавани (латентни) променливи, оценяването на тяхната дисперсия може да става само на основата на въвежданите във FA измервани (емпирични) променливи и по-точно от извлечените факторни тегла за дадено факторно решение. На основата на матрицата на факторни тегла дисперсията на даден фактор* се дефинира като сумата на квадратиряните факторни тегла по съответния фактор.(3)

$$Var(k) = \sum_{j=1}^p b_{jk}^2 \quad (3)$$

където:

$Var(k)$ обозначава обяснената от фактор k дисперсия на наблюдаваните променливи ($j = 1, 2, \dots, p$);

Сумата от дисперсиите на отделните фактори определя общата дисперсия, обяснена от даден факторен модел. Общата дисперсия може да се пресметне и на основата на факторните тегла - (4)

$$Tot.Var = \sum_{k=1}^m \sum_{j=1}^p b_{jk}^2 \quad (4)$$

където:

$Tot.Var$ е общата обяснена дисперсия за m - факторния модел;

* За краткост в текста използвам и термина „факторна дисперсия“ при обозначаване на обяснената от даден фактор емпирична дисперсия.

или на основата на коефициентите на общност - (4а):

$$Tot.Var = \sum_{j=1}^p h_j^2 \quad (4a)$$

където:

h_j^2 е коефициента на общност за наблюдаваната променлива j ;

Сумата от дисперсиите на ортогоналните фактори е равна на сумата на коефициентите на общност за променливите и е известна още като обща обяснена дисперсия (4а). Разликата между тези две величини, освен различния фокус на интерпретация (фактори или променливи), е по-съществена и е свързана с промяната на отделните факторни дисперсии при различни критерии за ротация (различни ортогонални факторни решения), докато коефициентите на общност за отделните променливи, и респ. тяхната сума, не се променят*. С други думи, ротационните алгоритми преразпределят общата обяснена дисперсия между различните фактори, без това да се отразява на коефициентите на общност. Подчертавам този момент, колкото и тривиален да е той, защото стандартните резултативни файлове от някои статистически програми, като напр. SPSS, не предлагат факторните дисперсии, съответстващи на ротираните факторни оси. Вместо това изследователят получава факторните дисперсии на неротираните фактори в анализиращия модел**. Редица автори посочват този недостатък в SPSS (виж напр. Tabachnick & Fidell, 1983, р. 434). Некоректните факторни дисперсии водят до неточна картина за относителната тежест на отделните фактори. Все пак като се използва (3), лесно могат да бъдат изчислени факторните дисперсии на ротираните фактори и на тяхна основа да се получат точните относителни тегла на факторите.

Интерпретацията на облични ФА-модели

Неортогоналните, или облични, ротации във ФА и получаваните чрез тях факторни модели поставят редица проблеми пред потребителите

* Ефектите от ротацията обаче се проявяват в „опростяването“ на факторния патерн – улесняване на идентификацията на факторите в пространството, очертано от наблюдаваните променливи или идентификация на променливите във факторното пространство.

** В SPSS стойностите на факторните дисперсии се дават в резултативната статистика за извлечениите фактори (виж приведения пример по-долу).

ля на статистически програми. Наличието на корелация между латентните дименсии налага, наред с матрицата на факторните тегла (факторния патерн), въвеждането на още една матрица - тази на факторната структура (matrix of factor structure). Факторният патерн и факторната структура описват различен тип връзки между латентни дименсии и наблюдавани променливи. Факторният патерн, както и при ортогонално-ротираните фактори, съдържа регресионните коефициентите за променливите по ротираните фактори. Факторната структура, от друга страна, отразява корелационните връзки между ротираните фактори и наблюдаваните променливи. Както вече бе посочено, при ортогоналните ротации факторните тегла могат да се интерпретират едновременно и като регресионни, и като корелационни коефициенти. При обличните ротации наличието на факторни интеркорелации диференцира регресионните и корелационните отношения между фактори и променливи. Регресията на променливите по факторите описва директните ефекти на латентните дименсии върху наблюдаваните променливи, които са дадени в матрицата на факторния патерн. Структурната матрица на свой ред отразява корелациите между фактори и променливи, които поради взаимовръзките на латентните дименсии, включват наред с директните ефекти и индиректните ефекти на факторите върху променливите. Казано по друг начин, корелационните коефициенти в структурната матрица отразяват цялостното влияние на факторите върху променливите. Величината на индиректните ефекти се определя от величината на корелациите между факторите, извеждани в матрицата на факторните интеркорелации (matrix of factor intercorrelations). Това е симетрична матрица с дименсионалност m , задавана от броя на факторите – m в изведенния латентен модел, съдържаща единици в главния диагонал и корелационни коефициенти в извъндиагоналните елементи. Ако обозначим факторния патерн с $\mathbf{B}_{(pxm)}$, структурната матрица с $\mathbf{S}_{(pxm)}$ и матрицата на факторните интеркорелации с $\mathbf{F}(m \times m)$, (5) извежда факторната структура \mathbf{S} на основата на \mathbf{B} и \mathbf{F} .

$$\mathbf{S}_{(pxm)} = \mathbf{B}_{(pxm)} \mathbf{F}_{(m \times m)} \quad (5)$$

От матричното умножение на двете матрици \mathbf{B} и \mathbf{F} може да се види, че всеки елемент на матрицата \mathbf{S} е сума от произведения, едно от които изразява директния ефект на даден фактор върху определена променлива, а останалите - индиректните ефекти на другите фактори върху същата променлива.

За разлика от ортогоналните ротации, тук коефициентите на общност не могат да бъдат изведени от матрицата на факторните тегла (фак-

торния патерн), прилагайки (2). Вместо това, коефициентите на общност се изчисляват по (6), като сумата от произведенията на идентични елементи от матрицата на факторния патерн - \mathbf{B} и факторната структура - \mathbf{S} за дадена променлива.

$$h_j^2 = \sum_{k=1}^m b_{jk} s_{jk}, \quad (6)$$

където:

h_j^2 представлява коефициента на общност за променливата j в m -факторен обличен модел;

b_{jk} и s_{jk} са jk -ия елементи на матрицата на факторния патерн \mathbf{B} и структурната матрица \mathbf{S} .

Ако искаме да се придържаме към матричното извеждане на коефициентите на общност на променливите при облична ротация, (6) добива израза:

$$\mathbf{H}_{(pxp)} = \mathbf{B}_{(pxm)} \mathbf{S}^*_{(mxm)} \quad (7)$$

където:

$\mathbf{B}_{(pxm)}$ е матрица на факторния патерн,

$\mathbf{S}^*_{(mxm)}$ - транспонираната матрица на факторната структура,

$\mathbf{H}_{(pxp)}$ съдържа в главния диагонал коефициентите на общност;

Получената чрез (7) матрица \mathbf{H} има предимството, че наред с коефициентите на общност извежда като извъндиагонални елементи репродуцираните от факторния модел корелационни коефициенти между наблюдаваните променливи. По този начин прилагането на (7) дава и допълнителната възможност да се изчислят коефициентите на остатъчност (residual coefficients*), които се дефинират като разликата между наблюдаваните (измерените) и ФА-репродуцираните асоцииации между емпиричните променливи.**

Друг начин за изчисляване на коефициентите на общност е даден във (8) (виж. Hartman, 1960, p.272 -13.27).

* Или обозначавани по-просто като „остатъци“ (residuals).

** Остатъците формират т. нар. остатъчна матрица (matrix of residuals) с дименсионалността на асоциативната матрица, която може да се включи в резултативния файл на повечето програми. Тук няма да се спират на прилаганите тестове за статистическа значимост на остатъчната матрица.

$$h_j^2 = \sum_{k=1}^m \left[b_{jk}^2 + b_{jq}^2 + 2r_{kj}b_{jk}b_{jq} \right] \quad (k \neq q). \quad (8)$$

където:

- h_j^2 представлява коефициента на общност за променливата j ;
- b_{jk} и b_{jq} са факторните тегла на променливата j по факторите k и q ;
- r_{kj} е коефициентът на корелация между факторите k и q .

Както се вижда, тук не е необходимо да прибягваме до структурната матрица, за да изчислим коефициентите на общност, но за сметка на това трябва да използваме елементите на факторно-интеркорелационната матрица. Формула (8) е приложима към публикувани анализи, тъй като е обичайна практика при FA с облична ротация да се привеждат изведения факторен патери и факторни интеркорелации, но да се пропускат коефициентите на общност. Наред с това (8) има предимството, че диференцира директните и индиректните ефекти на равнището на отделната променлива, т.е. в нейния коефициент на общност.

При изчисляването на факторните дисперсии при обличен FA трябва да се държи сметка за директните и индиректните ефекти на факторите върху променливите. Изчисляването на директните ефекти не се различава по нищо от изчисляването на факторните дисперсии при ортогонален FA (3). (вж. Нагман, р.272, 13.28) Индиректните ефекти могат да се представят на факторно-диадично равнище като съвместно-опосредените ефекти на които и да са два фактора, изчислени върху всички наблюдавани променливи.

$$\text{Cov}(kj) = 2r_{kj} \sum_{j=1}^p b_{jk}b_{jq} \quad (k \neq q). \quad (9)$$

където:

- $\text{Cov}(kj)$ дефинира съвместно обяснената от факторите k и q дисперсия;
- b_{jk} и b_{jq} са факторните тегла на променливата j по факторите k и q ;
- r_{kj} е коефициентът на корелация между факторите k и q .

Както посочва Harman (1960, p.273), цялостните директни и съвместни ефекти на факторите могат да бъдат представени удобно в симетрична матрица с дименсионалност , определяна от броя на факторите m , в която елементите на главния диагонал представлят цялостните директни ефекти за всеки фактор, докато извъндиагоналните елементи - цялостните съвместни ефекти за всяка двойка фактори. Въпреки че съвместните ефекти по същността си са индиректни ефекти на факторите върху променливите, трябва да се прави разлика между съвместни ефекти и индиректни ефекти. Съвместните ефекти, доколкото отразяват опосредените ефекти за дадена двойка фактори, представляват част от индиректните ефекти за всеки един от факторите само в рамките на разглежданата диада. Различен е и фокусът на двете статистики – общите съвместни ефекти отчитат опосредените влияния само за два фактора, докато индиректните ефекти визират по-скоро опосредените ефекти за даден фактор, детерминирани от корелациите му с всички останали фактори. Индиректните ефекти могат да бъдат изчислени по (10) или да се изведат от матрицата на директните и съвместните ефекти на факторите като сума на извъндиагоналните ѝ елементи.

$$Tot.Cov = \sum_{k=1}^m \sum_{q=1}^m Cov(kq) \quad (k \neq q) \quad (10)$$

Където:

Tot.Cov дефинира величината на обяснената дисперсия, дължаща се на ковариацията на факторите;

Cov(kq) дефинира съвместно обяснената от факторите k и q дисперсия;

За да завърша с подходите към факторната дисперсия, ще посоча и прилагането на (3) към елементите на структурната матрица при изчисляване на общата дисперсия, обяснена от даден фактор, като в нея се включват и директните, и индиректните ефекти. За разлика от ортогоналните ротации, сумирането на тези общи дисперсии по всички фактори ще се разминава със сумата от коефициентите на общност по променливите пропорционално на отношението индиректни ефекти/директни ефекти или на величините на факторните интеркорелации.

И така, прилагането на формули (6) – (10) при обични ротации дава възможност за изчисляването на редица дисперсионни статистики за даден факторен модел. На тяхна основа могат да се правят интерпретации на равнището на факторите или наблюдаваните променливи в перспективата на цялостния факторен модел, или на специфични негови аспекти (напр. различните типове ефекти).

Илюстративен пример на обличен ФА, изпълнен с SPSS for Windows

В табл. 1 е представена корелационната матрица за шест айтема, подбрани от Епидемиологичната скала за депресия (CES-D, Radloff, 1977) и приложени към ученици в горна училищна възраст.* Скалата измерва депресивна симптоматика, формулирана в 20 айтема, на които изследваните лица отговарят в термините на честотата, с която е бил проявяван всеки симптом в рамките на една седмица. Скалата за отговори варира от 0 ('съвсем рядко') до 3 ('през цялото време'). Първите три айтема отразяват соматични и ретардивни депресивни симптоми (липса на апетит, слаба концентрация, неефикасност), а останалите три айтема - позитивен афект (оптимистични очаквания, щастие, удоволствия). В съответствие с изследванията на факторната структура на CES-D тези две айтемни триади се отнасят към различни латентни дименсии на депресивното преживяване (виж напр. Sheehan et al., 1995), които корелират и това обосновава техния избор при илюстрирането на обличния ФА.

Таблица 1. Корелационна матрица за 6 айтема от Епидемиологична скала за депресия (CES-D).

	Айтем 2	Айтем 5	Айтем 7	Айтем 8	Айтем 12	Айтем 16
Айтем 2: (липса на апетит)	1.00					
Айтем 5: (слаба концентрация)	0.19	1.00				
Айтем 7: (неефикасност)	0.16	0.31	1.00			
Айтем 8: (оптимизъм)	-0.14	-0.22	-0.15	1.00		
Айтем 12: (щастие)	-0.13	-0.20	-0.20	0.38	1.00	
Айтем 16: (удоволствия)	-0.19	-0.24	-0.18	0.35	0.55	1.00
Средни стойности	1.53	2.12	1.91	2.44	2.70	2.75
Стандартни отклонения	0.77	0.97	0.98	1.12	1.04	1.02

* Корелационните коефициенти са изчислени върху извадка от 301 изследвани лица

* Данные са част от дипломна работа с тема „Тревожностно-депресивната симптоматика в EPQ модела на Айзенк. Емпиричен анализ“, разработена от Детелина Серкеджиева (Катедра по обща, експериментална и генетична психология, 1995) с научен руководител Ж. Балев.

Приложение. 1 дава разпечатката на командния и резултативен файл за обличния FA, изпълнен със статистическата програма SPSS for Windows*. Всички подкоманди, с изключение на oblimin-ротацията, се дават автоматично от програмата. Това, върху което ще се спра тук, са специфичните за обличните FA патерн-матрица, структурна матрица и факторна корелационна матрица. Вървейки по обратен ред, първо трябва да се уверим доколко е обоснован статистически избора на облична ротация. От факторната корелационна матрица се вижда, че между ротирани фактори съществува умерена негативна корелация ($r=-.327$). Патерн-матрицата (или факторният патерн) дава теглата на факторите по отделните променливи, които представят само директните ефекти на факторите върху променливите. Структурната матрица представя общите (директни и индиректни) ефекти на факторите върху променливите. Веднага може да се забележи, че факторният патерн е по-опростен и това е следствие от аналитичните алгоритми за намиране на максимално проста структура (в случая oblimin-критерия), които се прилагат към матрицата на директните ефекти, а не към матрицата на общите ефекти (т.е. структурната матрица). На основата на патерн-матрицата в този случай идентификацията на факторите е улеснена максимално - айтеми 8, 12 и 16 'дефинират' съдържанието на фактор 1, докато айтеми 2, 5 и 7 имат високи факторни тегла по фактор 2. Ако се опитаме да направим същото на основата на структурната матрица, някои от айтемите (напр. айтем 5, айтем 16) могат да бъдат преценени като нееднозначно съотнесени към факторите.

Приложение 1. Разпечатки на команден и резултативен SPSS-файлове, използвани във данните от Таблица 1.

SPSS команден файл за факторен анализ с облична ротация

```
GET FILE=CORMTX
FACTOR MATRIX IN(COR=*)
/PRINT INITIAL EXTRACTION ROTATION
/CRITERIA MINEIGEN(1) ITERATE(25)
/EXTRACTION PC
/CRITERIA ITERATE(25)
/ROTATION OBLIMIN
```

* Специалност Психология, Философски факултет, СУ „Св. Кл. Охридски“ е лицензирана за обучителни и изследователски приложения на SPSS for Windows (Release 6.1.2/02.05.1995)

Резултативен файл:

----- F A C T O R A N A L Y S I S ----- Analysis number 1 Pairwise deletion of cases with missing values

Extraction 1 for analysis 1, Principal Components Analysis (PC)

Initial Statistics:

Variable	Communi-nality*	Factor	Eigen-value	Pct of Var	Cum Pct
Айтем 2	1.00000*	1	2.24360	37.4	37.4
Айтем 5	1.00000*	2	1.07287	17.9	55.3
Айтем 7	1.00000*	3	0.86351	14.4	69.7
Айтем 8	1.00000*	4	0.71577	11.9	81.6
Айтем 12	1.00000*	5	0.66873	11.1	92.7
Айтем 16	1.00000*	6	0.43552	7.3	100.0

PC extracted 2 faktors

Factor Matrix:

	Factor 1	Factor 2
Айтем 2	-0.41012	0.43823
Айтем 5	-0.55884	0.48004
Айтем 7	-0.49320	0.55237
Айтем 8	0.64087	0.27814
Айтем 12	0.73980	0.39989
Айтем 16	0.74956	0.32863

Final Statistics

Variable	Communi-nality*	Factor	Eigen-value	Pct of Var	Cum Pct
Айтем 2	0.36024*	1	2.24360	37.4	37.4
Айтем 5	0.54275*	2	1.07287	17.9	55.3
Айтем 7	0.54835*				
Айтем 8	0.48808*				
Айтем 12	0.70722*				
Айтем 16	0.66984*				

OBLIMIN rotation 1 for extraction 1 in analysis 1 - Kaiser Normalization
 OBLIMIN converged in 4 iterations.

Pattern Matrix:

	Factor 1	Factor 2
Айтем 2	0.01467	0.60484
Айтем 5	-0.06674	0.71220
Айтем 7	0.03643	0.75161
Айтем 8	0.69027	-0.02440
Айтем 12	0.85520	0.04719
Айтем 16	0.80979	-0.02537

Structure Matrix:

	Factor 1	Factor 2
Айтем 2	-0.18297	0.60004
Айтем 5	-0.29947	0.73401
Айтем 7	-0.20918	0.73971
Айтем 8	0.69825	-0.24997
Айтем 12	0.83978	-0.23227
Айтем 16	0.81808	-0.28999

Factor Correlation Matrix:

	Factor 1	Factor 2
Factor 1	1.00000	
Factor 2	-0.32678	1.00000

В параграфа ‘Final Statistics’ на резултативния файл са представени коефициентите на общност при извлечени два фактора, факторната дисперсия и процентния дял на двата фактора в общата наблюдавана дисперсия. Общата факторна дисперсия не е изведена, но нейното изчисляване става чрез сумиране на отделните факторни дисперсии. В примера на Приложение1 дисперсията за фактор 1 е 2.244, а за фактор 2 - 1.073. Общата факторна дисперсия възлиза на 3.316. Тя може да се изчисли и като сума от коефициентите на общност (по (4a)). Останалите данни от този параграф - процентните дялове на факторите в общата наблюдавана дисперсия - са неприложими към обличното решение и неговата интерпретация. Ако приложим (3) към патерн-матрицата, ще получим факторните дисперсии на равнище директни ефекти. В случая за фактор 1 имаме 1.870 и за фактор 2 - 1.441 и общата факторна дисперсия за директни ефекти - 3.311. Прилагането на същата процедура към структурната матрица ще има като резултат факторните дисперсии на равнище цялостни ефекти. За фактор 1 тази стойност е 2.029, за фактор 2 - 1.647 и общата факторна дисперсия за директни и индиректни ефекти е 3.676. Вижда се, че ако изчисляваме факторните дисперсии на равнището на директните ефекти (като използваме патери-матрицата) или на равнището на цялостните ефекти (структурната матрица), получаваме стойности за общата факторна дисперсия, които подценяват или надценяват този параметър на факторното решение, изчислен на основата на коефициентите на общност. Това може да се представи чрез неравенството (11).

$$Tot.Var_{(\sum \text{direct effects})} < Tot.Var_{(\sum \text{communalities})} < Tot.Var_{(\sum \text{total effects})} \quad (11)$$

където:

$Tot.Var_{(\sum \text{direct effects})}$ е общата факторна дисперсия за директните ефекти, изчислена върху елементите на патерн-матрицата по (4);

$Tot.Var_{(\sum \text{communalities})}$ - общата факторна дисперсия, оценена като сума от коефициентите на общност за наблюдаваните променливи по (4a);

$Tot.Var_{(\sum \text{total effects})}$ е общата факторна дисперсия за цялостните ефекти, изчислена върху елементите на структурната матрица по (4);

В разглеждания пример (11) добива числовия израз:

$$3.311 < 3.316 < 3.676$$

Разликата между $Tot.Var_{(\Sigma \text{direct effects})}$ ($= 3.111$) и $Tot.Var_{(\Sigma \text{communalities})}$ ($= 3.316$) отчита величината на дисперсията, обяснена от ковариацията на факторите. В разглеждания пример тази разлика е 0.005.

Следвайки Hartman, стойностите на дисперсиите, обяснени от факторите на равнище директни ефекти и съвместни(ковариациони) ефекти могат да се представят в симетрична матрица.

Таблица 2. Величини на директни и съвместни факторни дисперсии за примерния обличен анализ.

		Фактор 1	Фактор 2	
Фактор 1		1.8696	0.0054	
Фактор 2	$Tot.Var_{(\Sigma \text{direct effects})}$	0.0054	1.4414	
Обща факторна дисперсия (директни ефекти)	$Tot.Var_{(\Sigma \text{communalities})}$			3.311
Обща факторна дисперсия				3.316

Съвместнообяснената дисперсия при обличен ФА може да се изведе на основата на (9), но трябва да се игнорира знакът на получена-та величина, отразяваща позитивната или негативната връзка между факторите. Ако приложим (9), ще получим -0.0054 съвместна дисперсия за ротираните фактори 1 и 2., което съдържа информация за негативната корелация между факторите. Когато представяме разбирането на факторните дисперсии, подобно на показаното в табл. 2, както и винаги, когато сумираме различни типове дисперсия, величи-ната на съвместната дисперсия трябва да се включва като абсолютна стойност.

И за да завърша с този пример, на основата на табл.2 може да се изчисли процентният дял на вски фактор. За равнището на директ-ните ефекти фактор 1 обяснява 31.2% от дисперсията на наблюдава-

ните променливи, фактор 2 - 24%, докато двата общо обясняват 55.2%. Съвместната ковариация на двата фактора обяснява 0.1% от емпиричната дисперсия. Все пак интересно е да се сравнят тези цифри с процентните дялове на факторите, дадени в SPSS-результативния файл (Приложение1). Става ясно, че тази част от параграфа 'Final Statistics' в резултативния файл на SPSS не може да бъде от полза в интерпретацията на относителните тегла на ротираните фактори при обяснение на емпиричната дисперсия и изследователят трябва да приложи някои от приведените формули за да бъдат коректни неговите изводи.

Като се имат предвид тези особености на обличния FA при изчисляване на факторните дисперсии и деривативните статистики (факторни пропорции за обяснената наблюдавана дисперсия за директни и индиректни ефекти), могат да се изведат параметри, които не присъстват в резултативните файлове на повечето от стандартните статистически програми (подобно на разгледания пример) и които детализират анализа и подпомагат коректното представяне и публикация на получени те резултати.

Обобщения и практически препоръки при интерпретацията и представянето на облични FA модели

Тъй като от изложеното дотук е очевидно, че проблемите при оценка на дисперсионните характеристики при факторен модел се свързват основно с обличните решения, ще се опитам да обобщя някои специфични моменти в тяхната интерпретация и на тяхна основа да формулирам практически препоръки.

При обличните модели е необходимо да се прави разграничаването между факторен патерн и факторна структура. Както бе посочено, факторният патерн и факторната структура имат диференцирани статистически основания и интерпретативни цели и в този смисъл те се допълват в представянето и анализа на обличния модел. Факторният патерн при обличен факторен модел съдържа директните ефекти, представени като стандартизириани коефициенти на регресия на променливите по факторите. Факторната структура представя цялостните ефекти (директни и опосредствани) на факторите върху променливите, като елементите на факторната структура могат да бъдат интерпретирани като корелационни коефициенти.

В зависимост от изследователските цели интерпретацията на FA може да се фокусира върху факторния патерн или факторната структура.

Факторната структура е подходяща при оценяване на факторите, докато факторният патерн дава картина на факторното 'насищане' на променливите и по този начин е приложим при идентификация на факторите.

При облични ротации трябва да се държи сметка за променените алгоритми за изчисляване на коефициентите на общност на променливите, относителните проценти обяснена дисперсия по фактори и свързаните с тях статистики. Беше показано, че дори и утвърдени в изследователската практика статистически програми не извеждат тези параметри в резултативните файлове и могат лесно да подведат психолога при оценяването и интерпретацията на някои от тези аспекти на обличния факторния модел.

Практически препоръки

1. Ако не сте добре запознат с принципите на ФА и нямаете практика с по-простите ортогонални модели, не използвайте обличните ротации. Както посочва Bernstein (1987), дори и за имашия опит в областта на ФА психолог е много лесно да бъде подведен от обличните факторни модели.

2. Не използвайте обличната ротация при ФА без основателни теоретични съображения. Обличните модели не са подходящи за експлораторни цели.

3. Изборът на облична ротация при ФА трябва да бъде аргументиран - необходимо е да се посочат теоретични, статистически или емпирични основания за очакваните връзки между извлечените латентни дименсии.

4. Редица автори предпочитат ортогоналните модели заради интуитивната интерпретация на техните параметри, дори когато ортогоналността не съвпада с теоретичните и статистическите презумпции за проявата и механизмите на изследваните явления. Полезно е при обработката и анализа на данните обличният факторен модел да е съпроводен с ортогонален модел. Липсата на значими факторни интеркорелации и респ. наблюдаваното сходство между факторните патерни на двата модела могат да бъдат основание за изоставянето на по-сложния обличен модел и предпочтането на ортогоналния модел.

5. При наличие на слаби до умерени факторни интеркорелации предпочтането на ортогонално решение като цяло няма да наруши идентификацията на факторите, но ще въведе грешки в тяхното оценяване. В редица случаи резултатите от ФА на равнище факторни оценки мо-

гат да бъдат използвани в други аналитични методи* (напр. кълстерен анализ) и в такъв случай е по-добре да предпочтете по-коректния обличен факторен модел.

6. Когато използвате обличен ФА е задължително да приведете като минимум матрицата на факторния патерн и факторните интеркорелации в представянето на резултатите от анализа.

7. При обличен ФА е необходимо особено внимание при изчисляване на факторните дисперсии. Трябва да се държи сметка за различните равнища на ефекти на факторите върху променливите - директни, съвместни и цялостни и това да се отчита при представянето на резултатите.

8. Въпреки теоретичните предимства на обличните факторни модели, те се свързват с по-високи изисквания към качеството на емпиричните данни (напр. лесно могат да се повлият от екстремни наблюдения). Наред с това те са по-специфични в приложенията си и това обяснява широкия репертоар от облични алгоритми, използван в практиката.

ЛИТЕРАТУРА

- Armstrong, J.S., & Soelberg, P. (1968). On the interpretation of factor analysis. *Psychological Bulletin*, 70, 361-364.
- Campbell, D.T., & Stanley, J.C. (1966). *Experimental and quasi-experimental designs for research*. Chicago: Rand McNally.
- Cattell, R.B. (Ed.) (1966). *Handbook of multivariate experimental psychology*. Chicago: Rand McNally.
- Cattell, R.B. (1978). *The scientific use of factor analysis in behavioral and life sciences*. New York: Plenum.
- Gnanadesikan, R. (1977). *Methods for statistical data analysis of multivariate observations*. New York: John Wiley & Sons.
- Harman, H.H. (1960). *Modern factor analysis*. Chicago: University Press.
- Krzanowski, W.J. (1988). *Principles of multivariate analysis. A user's perspective*. Oxford: Clarendon Press.
- Loehlin, J.C. (1987). *Latent variable models: An introduction to factor, path, and structural analysis*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Mulaik, S.A. (1972). *The foundations of factor analysis*. New York: McGraw-Hill.
- Norusis, M.J. (1994). *SPSS Professional statistics 6.1*. Chicago: SPSS Inc.
- Radloff, L.S. (1977). The CES-D Scale: A self-report depression scale for research in the

* Разбира се, трябва да се държи сметка и за статистическите допускания, свързани с прилагането на тези методи.

general population, *Applied Psychological Measurement*, 1, 385-401.

Tabachnick, B.G., Fidell, L.S. (1983). Using multivariate statistics. New York: Harper & Row.

Thurstone, L.L. (1954). Multiple Factor analysis. Chicago: University Press.

Sheehan, T.J., Fifield, J., Reisine, S., Tennen, H. (1995). The measurement structure of the Center for Epidemiologic Studies Depression Scale. *Journal of Personality Assessment*, 64, 507-521.

ПРОФЕСИОНАЛЕН СТРЕС: ТЕОРЕТИЧЕН И ЕКСПЕРИМЕНТАЛЕН МОДЕЛ НА К.Л. КУПЪР

Веселина Русинова, Лидия Василева*

OCCUPATIONAL STRESS: A THEORETICAL AND EXPERIMENTAL MODEL OF C.L. COOPER

Veselina Russinova, Lidia Vassileva

The state of stress caused by man's work activity is specific. Authors studing this kind of stress propose different models. The model of stress created by C.L. Cooper and colleagues is presented. The accent in it is made on the negative character of stress: stress is subjectively perceived and this usually leads to inadequate coping strategies. This model of stress is the basis for experimental study of occupational stress, which includes the interaction of four basic aspects. These aspects are the following: sources of stress, personality characteristics of people experiencing stress, coping strategies, work satisfaction, and physical and psychological health outcomes. The model of stress presented gives large possibilities for a complex analysis of occupational stress.

Стресовото състояние, създадено от трудовата дейност на човека, има своя специфика. То се свързва с професионалната роля и кариера, с отношенията на работното място, с организационната структура и включеността в самата дейност. Това състояние се отразява върху поведението в труда, върху стила на работа, върху амбициите, удовлетвореността от работата и в крайна сметка върху психичното и физическото здраве. Изследванията на професионалния стрес се провеждат в няколко направления:

- 1) оценка на факторите на трудовата ситуация и дейност, които имат отношение към преживяването на стрес;
- 2) анализ на индивидуални характеристики, които модерират преживяването;
- 3) оценка на взаимовръзките между параметрите на професията и преживяването;
- 4) анализ на параметрите, чрез които най-добре може да се контролира степента на преживяването на стрес;
- 5) изследване на начините за справяне със стреса (копинги) в

* Веселина Русинова – ст. н.с., Институт по психология, БАН

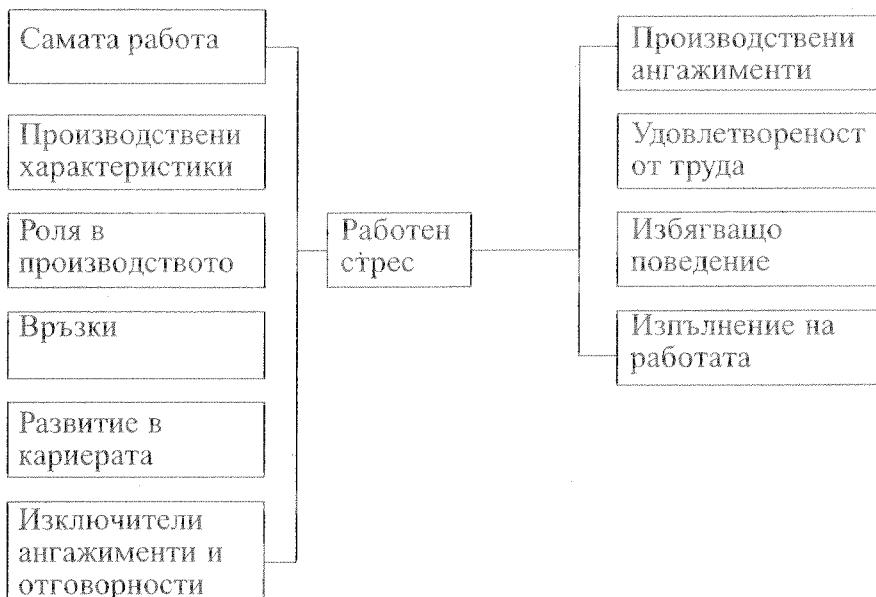
Лидия Василева – н.с., Институт по психология, БАН.

Изследването е финансирано от НФНИ „Научни изследвания към МНОТ“.

професията, както и на тренинги, съдействащи за усвояването ефективни начини за справяне.

Няма съмнение, че ситуации на мобилизация на силите за изпълнение на трудовата задача, на заплаха от вредновлияещи фактори, на конфликти и очакване са често срещани при изпълнение на трудовата дейност. Характерното за тази дейност е това, че тя се извършва всекидневно по 8 и повече часа и в продължителен период. Това довежда, от една страна до адаптиране към ситуацията, а от друга – до наслагване на влиянието на различните стресогенни фактори. Предполага се, че състоянието на стрес в труда е комплексно състояние. Според T.Beehr и J.Newman (1987) професионалният стрес възниква тогава, когато свързани с работата фактори въздействат върху работника, като го принуждават да промени своето психично или физическо състояние, т.е. отклоняват го от „normalното функциониране“.

Под влияние на каквато и да е продължителна работа се проявява специфичното за труда състояние на умора, което също може да бъде компонент на стресовото състояние в труда. Факторите, предизвикващи стрес в трудовата дейност, са многобройни. Редица автори правят опити за систематизиране на тези фактори. Стремежът е да се открие спецификата на състоянието, което те създават, за да могат да бъдат намалени негативните въздействия. D.Parker, T.De Cottis (1983) създават модел на професионалния стрес (фиг.1).



Фиг. 1. Модел на професионален стрес по D.Parker, T.De Cottis (1983)

Така представеният модел включва по-големите групи фактори, които могат да създават стрес, без обаче да се разработват детайлино, както и без да се посочват личностните фактори, които опосредстват въздействието.

C.Cooper (1985) допълва системата от фактори в професията, които създават психично напрежение и стрес. Според автора към тях трябва да се отнесат: лошите материални условия за работа, работата на смени, степента на интензивност на работа, физическата опасност, несъответствието между изискванията на трудовата дейност, от една страна и особеностите на личността, от друга. Например лошите материални условия са водещият стресор при работниците от стоманодобивната промишленост. Освен това работата на смени изисква непрекъсната промяна в ритъма на живот, нарушува денонощния цикъл на человека, поради което също се определя като стресор. Сред хората, работещи на смени, се откриват повече диабетици и болни от язва в сравнение с контролна група лица.

Характеристиките на самата работа като претовареност, или трудност и сложност на задачата, несъобразена с подготовката и качествата на работещите, както и ниското съдържание на трудовата дейност, свързана с повторяемост на операциите, недостатъчна стимулация също могат да бъдат стресори. От много автори се констатира, че труд, свързан с риск, с опасност за живота на други хора и за собственото здраве и живот, е предпоставка за по-висока заболеваемост, по-често води до появя на невротични реакции, сърдечно-съдови заболявания и др.

Счита се, че професионалната роля, ако тя е свързана с по-чести контакти, конфликти, ако предполага по-големи отговорности и несигурност, както и ако ролите са повече от една, създава стресово състояние. C.Cooper (1985) привежда пример на корелационна зависимост между несигурността и конфликтността на професионалните роли, от една страна, и удовлетвореността от труда, от друга.

Това показва съществуването на връзка между стрес и удовлетвореност от труда. Връзката е двупосочна, т.е. удовлетвореността може да се разглежда като фактор и последствие на стреса. Удовлетвореността от труда е във връзка и с други възможни стресори в професията: израстването в кариерата, отношението към работата и към колегите, производствения психичен климат. Те не само директно повишават равнището на стреса, но и влияят върху него чрез създаване на неудовлетвореност от съответните фактори. Често негативни отношения в семейството и извън предприятието могат да станат причина за нарастване на професионалния стрес, т.е. „ирадиране“ на негативни отношения и напрежение.

На основата на създадените теоретични модели на професионалния стрес са разработени методики за неговото изследване. Една от

новите, широко разпространени и адаптираны в много страни методики за изследване на професионалния стрес е тази на Купър и колектив, известна като *ИНДИКАТОР ЗА ПРОФЕСИОНАЛЕН СТРЕС*.

Теоретичен модел на професионалния стрес по Купър

В основата на своя модел на стреса Соорег поставя три ключови характеристики: негативния характер на стреса, субективното възприемане на стреса и неадекватното справяне с възникналите проблеми.

Независимо че съществуват автори, отчитащи позитивен момент при въздействието на стреса (напр. Селие), Купър е от групата автори, които приемат, че стресът има предимно негативно въздействие върху человека.

Според него стресът се възприема субективно. Например една и съща ситуация може да бъде възприета от някои като даваща възможност за самостоятелност в работата, а от други – като ситуация на неопределеност, която би ги затруднила. Главното за психичния стрес е, че индивидът трябва да възприеме и оцени стресора, т.е. да го осъзнава и преживявва. Ето защо стресът може да бъде измерен чрез себеоценка.

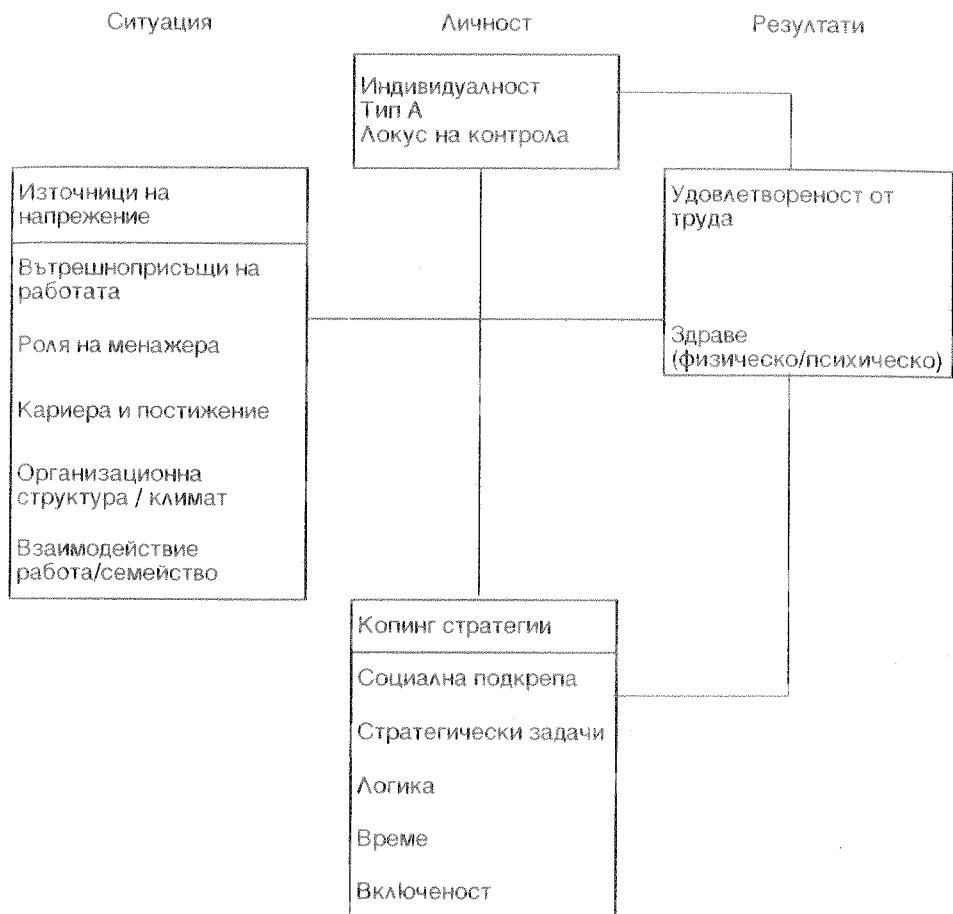
Според Купър неадекватното справяне с възникналите проблеми също е източник на стрес. Бръзката „стрес-копинг“ може да бъде двупосочна: освен източник на стрес, копингът може да бъде и резултат от стресово преживяване.

Професионалният стрес действа продължително върху индивида и има последствия, които могат да се проявят след дълъг период. Той може да повлияе върху физическото и психичното здраве на человека, както и върху удовлетвореността от труда, който извършва.

Моделът на стрес, стоящ в основата на Индикатора за професионален стрес, включва взаимодействието между четири елемента: източници на стрес, характеристики на преживявания стреса индивид, стратегии за справяне, последствия от стреса за индивида. (Фиг.2)

Източници на стрес

Много рядко има само един източник на стрес. В действителност професионалната дейност е комплексна и включва многобройни и различни фактори. Понякога е трудно да се определи кой от тях е по-важен. Променливите, свързани с професионалната дейност, могат да играят доминираща роля, но често личният живот, взаимоотношенията с другите и кариерата са също много важни. Купър счита, че общият профил на източниците на стрес в професията е по-важен, отколкото изследването на отделните доминиращи източници на стрес.

ДИ-
ЛВ,ВИ
ДИ-
Л.
НТ
ДИ,
ХУТИ
Ж-
НА
ПЕС
З-
ЕЗМИ
ДЕ
АТДА
ОЙ
СА,И-
З-
Д,СТ
З-
Н.
ЯТ
У-
ИЛ
А-

Фиг. 2. Модел на „Източници на професионален стрес“ на C.L. Cooper

Личност

Субективно възприеманият стрес се влияе от определени личностни характеристики. Според Купър особено важни са поведение тип А, чрез който се описва динамичният в работата тип личност и локус на контрола, описващ насочеността към работата, самочувствието и вярата в собствените сили. Важни за определяне на последствията от стреса са и някои биографични данни като възраст, пол, социален статус и др.

Справяне със стреса

За успешното справяне със стреса са от значение индивидуалните характеристики на личността и особено способността ѝ да се справя с възникналите проблеми. Според автора по-важен е профилът на прилаганите стратегии, отколкото изучаването само на една преобладаваща в поведението стратегия. Стратегиите за справяне варират от подкрепата на другите до организацията в бита и работата.

Последици от стреса

Последиците от стреса са широко анализирани в медицинските и психологическите изследвания на равнище индивид и организация. На равнище индивид последиците се определят като физически, психични и поведенчески. Физическите варират от коронарни заболявания и хипертония до незначителни смущения в съня и храносмилането. Психичните – обхващат широк кръг от психични реакции и се изразяват предимно в нарушения на процесите на мислене, възприятие, внимание и др. Поведенческите се изразяват в увеличаване употребата на цигари, алкохол, кафе и различни лекарствени препарати.

На равнище организация последиците от стреса се свеждат до увеличаване на текучеството и безпричинните отсъствия. Често се променя удовлетвореността от труда, ефективността от работата и професионалната етика.

Експериментален модел на професионалния стрес по Купър

Индикаторът за професионален стрес си поставя следните цели: да се установяват източниците на стрес и да бъде съставена картина на стресовата ситуация. Да се анализират личностните характеристики „поведение тип А“ и „локализация на контрола“ и начините за справяне със стреса. Да се установи степента на удовлетвореност от труда, пси-

хическо и физическо здраве. Взаимодействието между тези фактори да се изследва на индивидуално и групово равнище.

Четирите елемента на модела на стреса са отразени във въпросниците, както следва:

1. Източниците на стрес се анализират във въпросника „Източници на напрежение във Вашата работа“.

2. Личността се изследва чрез въпросниците „Биографични данни“, „Вашето обичайно поведение“ и „Как възприемате събитията около Вас“.

3. Справянето със стреса се включва във въпросника „Как се спрavяте със стреса, който изпитвате“

4. Последиците от стреса се анализират във въпросниците „Как оценявате настоящото си здравословно състояние“ и „Как се отнасяте към Вашата работа“.

Методиката се състои от седем части, шестте от които са във форма на въпросници. Всеки въпросник съдържа няколко субскали за измерване дименсийните на стреса. Общият брой на субскалите е 28. Отговорите на въпросите се скалират по шестстепенна скала тип Ликерт.

Първата част на методиката са така наречените „Биографични данни“. Чрез нея се събира информация за семейството, образованието, трудовите ангажименти, навиците и интересите, свързани със справянето със стреса, житейските събития като допълнителен източник на стрес, аспекти на трудовата биография, свързани предимно със статуса в организациите.

Въпросникът „Как се отнасяте към Вашата работа“ измерва удовлетвореността от работата чрез пет субскали, които са свързани с удовлетвореността от различни аспекти на работата.

Субскалите са следните:

1. Удовлетвореност от постижения, ценности и развитие. Тази субскала представя главния компонент на удовлетвореността от работата. Дава информация как личността възприема възможностите за напредък, как оценява вложените усилия и получавания доход.

2. Удовлетвореност от самата работа. Тази субскала отразява типа и съдържанието на трудовите задачи. Чрез нея се измерва удовлетвореността от съдържанието на самата работа. Например „Степените на свобода, която имате в работата си“ или „Претовареността в работата Ви“.

3. Удовлетвореност от структурата на организацията. Тази субскала измерва отношението към някои аспекти в структурата на организацията.

4. Удовлетвореност от организационните процеси. Акцентира се върху отношенията към процесите в организацията. Например начинът, по който се осъществяват промените и иновациите, стилът на контрол

на ръководителите и др.

5. Удовлетвореност от социалните взаимоотношения. Изследва се удовлетвореността от взаимоотношенията на вертикално и хоризонтално равнище, психичният климат в организацията, отношенията на работното място и др.

Въпросник „Как оценявате настоящото си здравословно състояние“ изследва физическото и психичното здраве. Разделен е на две части: част А – как се чувствате, какво е Вашето поведение; част Б – Вашето физическо здраве. Цвете части са относително самостоятелни и нямат субскиали. Част А е свързана предимно с преживяването на тревожност и беспокойство, без клинични диагнози. Част Б отразява симптомите на стреса на физиологично равнище: главоболие, спазми, сърцебиене и др.

Въпросникът „Вашето обичайно поведение“ съдържа 14 твърдения, обединени в три субскиали, които измерват различни аспекти на тип А поведение.

Субскиали:

1. Отношение към живота. Тази субскала измерва приоритетите в трудовата дейност, степента на включеност в работата и най-общо отношението към живота и работата.

2. Стил на поведение. Измерва поведенческия компонент на тип А поведение.

3. Амбиция. Тя изразява високата степен на потребност от постижение на хората с поведение тип А.

Въпросникът „Как възприемате събитията около Вас“ оценява локализацията на контрола чрез три субскиали, които измерват различни аспекти на контрола.

Субскалите са следните:

1. Организационни аспекти. Измерва се степента на възприемане от личността на вътрешноорганизационното напрежение, с други думи на вътрешната принуда, влияеща върху поведението.

2. Процеси на управление. Субскалата отразява конкретните влияния в организацията. Те се измерват в три насоки: оценка на изпълнението, повишение в службата и начини на упражняване на властта.

3. лично влияние. Чрез тази субскала се изследва как индивидът възприема възможността да влияе върху събитията в организацията.

Въпросникът „Източници на напрежение във Вашата работа“ изследва оценката на личността на голямото разнообразие от възможни източници на професионален стрес, свързани както с работата, така и с личния живот. Твърденията са групирани в шест субскиали, които съответстват на шестте източника на стрес.

Субскалите са:

1. Фактори, вътрешноприсъщи на работата. Това са източници на

стрес, произтичащи от съдържанието и същността на самата работа.

2. Ролята на ръководителя. Субскалата измерва очакванията на хората относно поведението на ръководителя: очакван тип поведение спрямо заеман пост, изпълнение на рутинни задачи.

3. Взаимоотношения с другите хора. Оценяват се контактите на хоризонтално и вертикално равнище като източници на стрес.

4. Кариера и постижения. Оценява се потребността от личен успех и реализацията в организацията като източник на стрес.

5. Организационна структура и психосоциален климат. Анализира се формалната структура и процесите в организацията във връзка със стреса и психосоциалния климат.

6. Взаимодействие на работата и личния живот. Акцентира се на необходимостта да се работи допълнително в къщи, на изискванията на работата за сметка на семейството, на невъзможността да се почива пълноценно в къщи, на липсата на подкрепа от членовете на семейство – то като източници на стрес.

Въпросникът „Как се справяте със стреса, който изливате“ съдържа шест субскиали. Те са:

1. Социална подкрепа. Тази субскала измерва степента, в която човек разчита на подкрепата на другите в ситуация на стрес.

2. Стратегически задачи. Чрез тази субскала се измерва справянето със стреса посредством реорганизиране на работата.

3. Логика. Измерва рационалността на подхода за справяне със стреса.

4. Взаимоотношения в личния живот и в работата. Предполага се, че взаимоотношенията влияят върху стратегията за справяне по двойнистен начин: от една страна, те могат да създадат стресова ситуация, но от друга – да облекчат нейното преживяване. Тази субскала акцентира върху втория аспект.

5. Време. Разпределението на времето се разглежда като стратегия за справяне със стреса.

6. Включеност. Измерва усилието, което човек влага, за да разбере и реши по-добре стресовата ситуация, да я трансформира.

По въпросниците могат да бъдат изградени профили, които биха позволили да се сравнява равнището на стреса между индивиди, индивиди и групи и между различни професионални и социокултурни групи.

При интерпретацията на резултатите се обръща внимание на източниците на стрес, личностните модератори и последиците от стреса.

Субскалите на Индикатора за професионален стрес са изследвани в оригинал за надеждност и валидност и повечето от тях са показвали много добри резултати. Например, субскалата „Удовлетвореност от постижение, ценност и развитие“ има коефициент Алфа-Кронбах 0,77, а субскалите за психично и физическо здраве – съответно 0,78 и 0,73.

Индикаторът за професионален стрес според нас е приемлив като теоретичен и експериментален модел. Той намира широко приложение в практиката: за оценяване на източниците на стрес на различни работни места, на личностни характеристики, имащи отношение към стреса, на степента на удовлетвореност от професионалната дейност, на начините за справяне със стреса. Ето защо колектив от Института по психология – БАН се зае с неговата адаптация в български условия.

ЛИТЕРАТУРА

- Русинова, В. (1988). Зависимость психического напряжения от некоторых характеристик личности. Сб.: Актуальные вопросы психологии личности, ред. И.Чеснокова, М., с. 167-182.
- Русинова, В. (1994). Стрес, напрежение, напрегнатост, Сб.: Психическо напрежение и дейност, ред. В. Русинова, С., БАН, с. 9-19.
- Beehr, T. and J. Newman (1978). Job Stress, Employee Health and Organizational Effectiveness. – Personal Psychology, vol. 31.
- Cooper, C.L.(1985). The Stress of Work: An overview. – Aviation, Space and Environmental Medicine, vol. 56, No 7.
- Cooper, C.L., S.J.Sloan, and S.Williams. (1988). Occupational Stress Indicator Management Guide: Assessment and Selection for Employment, NFER-Nelson, Great Britain.
- Cooper, C.L. and J.Williams. (1991). A Validation Study of the OSI on a Blue-collar Sample. -Stress Medicine, vol.7, 109-112.
- Parker, D. and T. De Cottis (1983). Organizational Determinants of Job Stress. – Organizational Behaviour and Human Performance, vol. 32, No 2.
- Robertson, I.T., C.L. Cooper and J. Williams (1990). The Validity of the Occupational Stress Indicator. Work and Stress, vol.4, N 1, 29-39.

ВЪЗПРИЯТИЕ НА ЕМОЦИОНАЛЕН ЧОВЕШКИ ИЗРАЗ ОТ СХЕМАТИЧНИ ИЗОБРАЖЕНИЯ НА ЛИЦА С ТРИ ПРОМЕНЛИВИ ПЕРСПЕКТИВНИ БЕЛЕГА

Евелина Богданова*

A STUDY OF EMOTION PERCEPTION USING SCHEMATIC DRAWINGS OF HUMAN FACE WITH THREE VARIABLE PERCEPTIVE MARKS

Evelina Bogdanova

The study reported here is part of an investigation aimed at assessing the role that stimulus characteristics play in asymmetric emotion perception. The preliminary selection of the stimuli composing the second group of schematic drawings of human faces expressing different emotions is discussed in this paper. These stimuli are composed of three variable perceptual signs i.e. eyebrows, eyes and lips. 50 Ss – experts were administered the stimulus set, presented by means of 4-channel Gerbrand tachistoscope, and asked to evaluate them.

Човешкото лице е изключителен сигнален уред. То предава мултикомпонентни съобщения, които могат да бъдат възприети и декодирани от други лица за осигуряване на информация относно възрастта, пола, расата, идентифицирането на личността, емоционалното състояние и т.н. Много автори считат, че лицевата перцепция, включваща и емоционалното състояние, се осъществява по един „глобален“ или „паралелен“ начин, т.е. симултанско схващане за ансабъла на лицевите елементи и законите на подредбата им. Това мнение веднага ни насочва към привилигированата позиция на дясната мозъчна хемисфера по отношение на лицевата перцепция. Но дискусията дали този процес е изключително глобален, или трябва да се прибави и някаква аналитична процедура, остава открита. Този втори подход, приоритетен за лявата мозъчна хемисфера, означава едно последователно възприятие, детайл по детайл на стимула. Изглежда, че поначало процесът на възприятие на човешкото лице е глобално-паралелен в перцептивните условия на всекидневния ни живот, а аналитично-серийният подход добива нарастващо значение според трудността на задачата, което често се случва при експериментални условия (Ellis, 1987). При възприятието на емо-

* Евелина Богданова – и.с. Институт по психология, БАН.

ционални човешки физиономии различните части на лицето имат различно значение, което се обяснява с тяхното структурно положение върху лицето, информативната им стойност, комуникативна важност, подвижност, цвят, блясък и т.н. (Bruyer, 1983). Още в своето класическо проучване „Expression of the Emotion in Man and Animals“ (1872) Дарвин предполага, че различните емоции могат да бъдат разпознати чрез анализ на патерните на лицевата експресия. Проследявайки хронологично дискусията в научната литература по този въпрос, виждаме, че становищата на изследователите се различават и до днес той не е намерил своето разрешение. В първата половина на нашия век са направени редица проучвания върху експресивността на човешкото лице и ролята на отделните му части за осъществяването ѝ. Единно е становището, че най-подвижните части на човешкото лице – вежди, очи и уста – са основните елементи, изграждащи различни патерни на емоционална експресия. Дискусционен е въпросът кой от тези елементи е водещ при разпознаването на отделните емоционални изрази на човешкото лице. Според Rucknick (1921) разпознаването на лицевия израз е най-добро, ако чертите на лицето се възприемат едноактно, като следващата най-информативна част са очите, последвани от долната половина на лицето, устата и носа. Dunlap (1927), използвайки фотографии на емоционални лица и експериментална техника за комбиниране на уста и очи, стига до заключението, че устата е определящият фактор при разпознаването на емоцията. До подобен резултат стигат и Guilford и Wilke (1930) в свое проучване, като комбинират вежди, очи, нос и уста и търсят значимостта на всеки от елементите. Според Coleman (1949) противопоставянето на очи-уста остава отворено и преобладаването на едното над другото зависи от начина на експресия – например устата е водещ елемент при разпознаването на неспонтанни емоции. В дискусията по тази тема Rohracher (1951) изказва становище, че степента на отвореност на очите е по-маловажен елемент от „зоната на очите“, която включва формата на веждите и разстоянието между веждите и очите. Според него определящо значение за ролята на устата има нейната форма. Значимостта на горната половина на човешкото лице при експресията на емоции е потвърдена и от Buzby (1924) в негово изследване. Подобна теза защитава и Ekman (1979) години по-късно, като описва основните движения на веждите и възможните комбинации между тези движения. Всичките седем патерни, които той изгражда от основните седем конфигурации на веждите, са използвани за обозначение на емоционални състояния. Според Ekman веждите се изменят по три основни параметри, вариращи по определен начин – по форма (кривина на линията на веждата), по ориентация и отстоянието им от очите. Редица учени през последните години провеждат изследвания върху информативната стойност на отделните части на човешкото лице с цел компютърното

моделиране на основните емоционални състояния (Waters, 1992; Watz, 1992).

Цел

Базирайки се на редица данни от литературата, често противоречиви по своя характер, ние си поставихме за цел да изследваме механизмите, които се включват при възприятието и оценяването на емоционалното човешко лице. Включването на три вида схеми на емоционални човешки лица, градирани според тяхната сложност, в тахистоскопичен експеримент ни даде възможност да оценим ролята на отделните перцептивни елементи и да направим изводи за участието на всяка от двете мозъчни хемисфери при обработката на такъв вид информация. Най-опростените схеми на човешки лица, изразяващи емоции, са изградени с два променливи перцептивни белега – вежди и уста. При пълното им комбиниране получихме 9 схематични фигури, от които в предварителен експеримент отбрахме най-информативните (Богданова, 1994). Във втората по сложност група схеми включихме още един променлив перцептивен белег – очите. За третия, най-сложен вид схеми, използваме карикатури на човешки лица, изразяващи емоции. В настоящата статия представяме експериментите ни за предварителен отбор на най-информативните схеми от втората група.

Методика

Изследвани лица

Изследваните лица са 50 здрави възрастни, по 25 мъже и жени на средна възраст 30 години (варират от 16 до 35 години). Всичките са десноръкти по теста на Annett.

Стимули

Стимулите, представени във втората група експерименти, са 8 и представляват схеми на човешки лица, изразяващи емоции. Те са произходни на четирите схеми, наречени „базисни“, останали след отбора на стимули при първия експеримент (елиминирани са неинформативните и близки по информационна тежест стимули). Към двета променливи елемента от „базисните“ схеми – вежди и уста, се прибавя трети променлив елемент – очи. Те са представени чрез две срещуположно поставени дъги с $r = 0.8$ см и дължина 0.5 см. Като елементи от схемата

те са представени в два варианта – разположени вертикално и разположени хоризонтално. Общийт брой на схемите се получава, като всяка от четирите „базисни“ схеми се представя в два варианта – с хоризонтално разположени очи и вертикално разположени очи.

Процедура

Процедурата при втората група експерименти е идентична с приложената при първата група експерименти. Изследването протича в два етапа. В първия етап, наречен интервю, изследваните лица – експерти, разглеждат бинокуларно и без фиксирано време схематичните лица, изобразени поотделно на картончета. Изискванията са: да се определи (назове) видът емоция, която изразява всяка схема, и да се разпределят схемите на такива, изобразяващи положителна емоция, и на други, изобразяващи отрицателна емоция. Отговорите се нанасят на предварително изготвен фиш. Във втория етап се провежда тахистоскопично проучване с 4-канален Гербранд тахистоскоп. Стимулите – схематични емоционални лица, са групирани в 48 двойкови комбинации, като всеки от тях се появява равен брой пъти в лявото и в дясното зрително поле. Всички двойкови комбинации са съставени от различни схеми, въпреки че изразените емоции могат да бъдат едновалентни (положителни или отрицателни). С помощта на компютърна програма стимулите се появяват симултансно в двете зрителни полета за 175 мсек, а след 1.2 сек се експонира следващата двойка. Всяко стимулово засветване е предхождано от появата на неутрално лице за 80 мсек, служещо за фиксационна точка. Инструкцията е да се определи валентността на видяната емоция за всяко зрително поле поотделно. Отговорите се нанасят на предварително изготвен фиш, като липсата на отговор или отговорът „не видях“ се отчита като фал.

Резултати и обсъждане

I Експеримент – бинокуларен

При бинокуларното оценяване на схемите те категорично се разпределят в две групи: изразяващи положителни емоции – производни от базисните схеми 1 и 3 (схеми 1', 1'', 3', 3'') и изразяващи отрицателни емоции – производни на базисните схеми 6 и 7 (схеми 6', 6'', 7', 7''). Не се наблюдават съществени различия при оценяване валентността на емоциите според пола на изследваните лица. Жените са по-категорични в сравнение с мъжете при определяне валентността на емоцията, показва на схемата. Мъжете в част от случаите не могат да вземат решение

за валентността на емоцията и отговорът им е „Не мога да определя“ (на табл. 1 отговорите им, дадени в %, не достигат 100%).

Таблица 1. Оценка на експертите, дадена в проценти за валентността на емоциите, показани на схемите при свободно (бинокуларно) наблюдение

№ схема	Жени		Мъже	
	% положителна	% отрицателна	% положителна	% отрицателна
1'	88	12	100	0
1''	96	4	92	8
3'	92	8	88	12
3''	80	20	76	20
6'	4	96	0	96
6''	0	100	4	92
7'	0	100	8	92
7''	4	96	0	92

II Експеримент – тахистоскопичен

При провеждането на този експеримент си поставихме за цел да съпоставим представените схеми според валентността на изразената емоция и оценяването ѝ в двете зрителни полета поотделно. Изследваните фактори са три: А – зрително поле (А1-ДЗП, А2-ЛЗП), В-вид схема (В1-сх. 1', В2-сх. 1'', В3-сх. 3', В4-сх. 3'', В5-сх. 6', В6-сх. 6'', В7-сх. 7', В8-сх. 7'') и С-вид отговор (С1-положителна емоция, С2-отрицателна емоция, С3-фал).

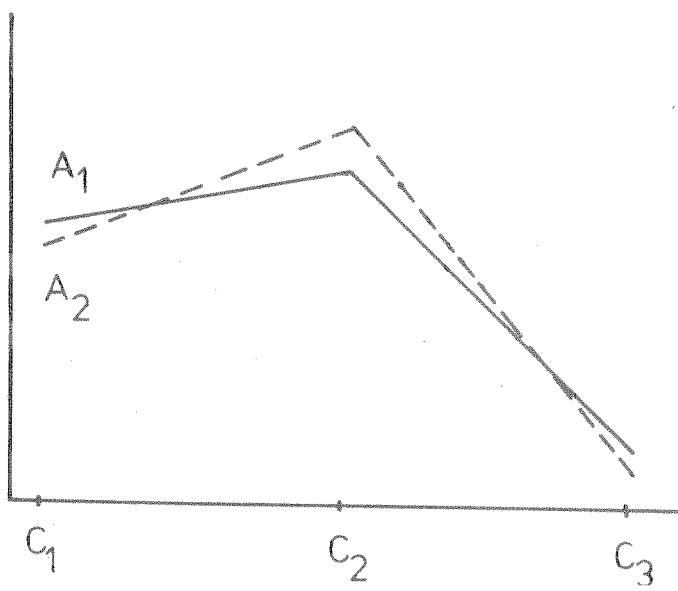
От направения факторен дисперсионен анализ ANOVA ($2 \times 8 \times 3$) установихме, че факторът „вид отговор“ е с много висока значимост ($C = 356$; $p < 0.001$), както и взаимодействията му с факторите „зрително поле“ и „вид схема“ ($F_{d\ AC} = 5.18$, $p < 0.05$; $F_{d\ BC} = 6.77$, $p < 0.001$).

Таблица 2. Резултати от факторен дисперсионен анализ ANOVA (2x8x3)

Източник на дисперсия	Степени на свобода	F набл.	F критично		
			p < 0.001	p < 0.01	p < 0.05
A	1	0.02	10.8	6.6	3.8
B	7	0.01	3.5	2.6	2
C	2	536	6.9	4.6	3
AB	7	0.01	3.5	2.6	2
AC	2	5.18	6.9	4.6	3
BC	14	6.77	2.6	2.1	1.7
ABC	14	2.27	2.6	2.1	1.7

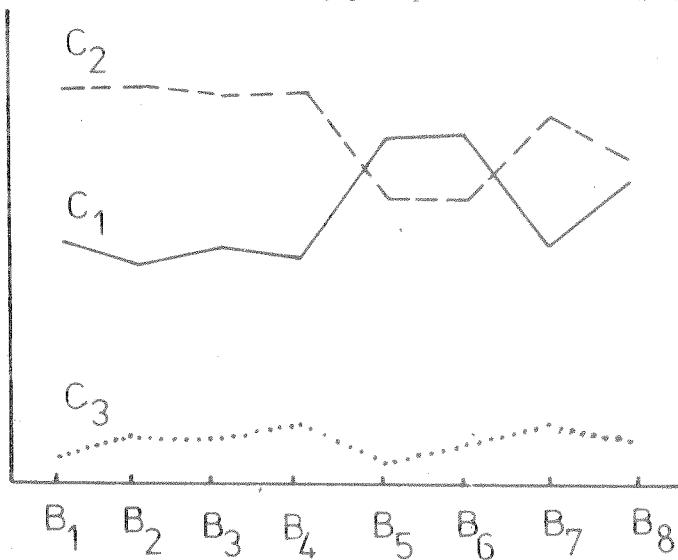
Прави впечатление, че в лявото зрително поле (ЛЗП/ДХ) схемите се оценяват по-често като изразяващи отрицателна емоция в сравнение с оценката на схемите, дадени в ДЗП/ЛХ ($F_d A1C2/A2C2=7.22$; $p < 0.001$), т.е., чрез ДХ схемите по-често се оценяват като изразяващи отрицателни емоции. Двете хемисфери са равностойни в оценките за схемите като изразяващи положителни емоции (граф. 1).

Графика 1. Взаимодействие между факторите „зрително поле“ и „вид от говор“ (A1-ДЗП, A2-ЛЗП; C1-положителна емоция, C2-отрицателна емоция; C3-фал)



При обсъждането на взаимодействието между факторите „вид схема“ и „вид отговор“ установихме, че схемите се разпределят в две основни групи според валентността на изразената емоция – изразяващи предимно отрицателни емоции (схеми 1', 1'', 3', 3'' и 7') и изразяващи предимно положителни емоции (схеми 6' и 6''). При оценяването на схема 7'' отговорите, определящи я като изразяваща положителна или отрицателна емоция, са равностойни ($FdB8C1/B8C2=0.18$) и затова тя отпада като неносеща категорична информация за валентността на изразяваната емоция (граф. 2).

Графика 2. Взаимодействие между факторите „вид схема“ и „вид отговор“



Направени са допълнителни корелационни анализи, за да съпоставим схемите според тяхната информационна тежест като емоционални носители. Те са 4 на брой – за схемите, изразяващи положителни емоции, за схемите, изразяващи отрицателни емоции и за всяко зрително поле поотделно. Резултатите за схемите с отрицателна емоционална валентност са представени в табл. 3 и 4.

Таблица 3. Линейна корелация между схемите с отрицателно емоционално съдържание, представени в дясното зрително поле

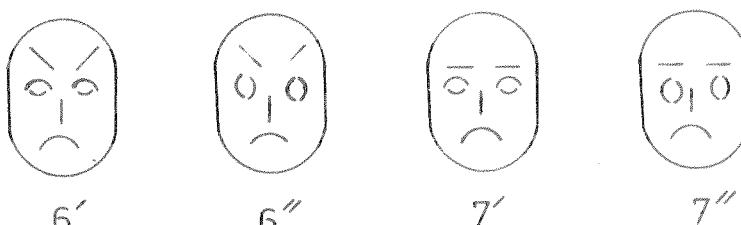
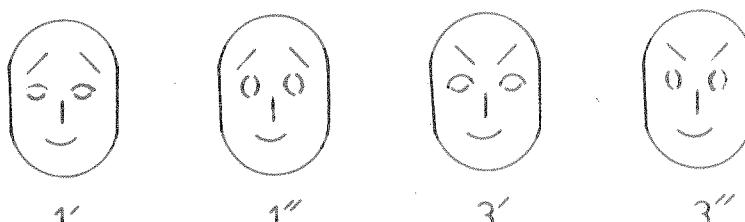
1'	1''	1'''	3'	3'''	7'
1'					
1''	0.32				
3'	0.56	0.32			
3'''	0.31	0.46	0.40		
7'	0.21	0.35	0.15	0.24	

Таблица 4. Линейна корелация между схемите с отрицателно емоционално съдържание, представени в лявото зрително поле

Схема	1'	1''	3'	3''	7'
1'					
1''	0.24				
3'	0.46	0.53			
3''	0.46	0.25	0.44		
7'	0.26	0.31	0.41	0.21	

Анализирайки получените резултати, установихме, че схеми 1' и 3' в ДЗП са близки по информационна тежест ($R=0.57$), а също и схеми 1'' и 3'', макар коефициентът на линейна корелация да не достига 0.5. Схеми 1' и 1'' са почти идентични със схема 3' като емоционални информационни носители, представени в ЛЗП, следователно схеми 3' и 3'' могат да отпаднат, тъй като се дублират по информационност със схеми 1' и 1''. Най-отдалечени по този признак са схеми 3' и 7' в ДЗП ($R=0.15$), а за двете зрителни полета поотделно 1' и 7' (за ДЗП $R=0.21$, за ЛЗП $R=0.26$). Те се очертават като двете схеми на емоционални човешки лица, които могат да представляват всички останали с отрицателно емоционално съдържание.

СХЕМИ – II ГРУПА ЕКСПЕРИМЕНТИ



Корелационните анализи, направени за схемите с положително емоционално съдържание, показват, че схеми 6' и 6" не се припокриват като информационни носители и за двете зрителни полета поотделно (за ДЗП R = 0.36, а за ЛЗП R = 0.45).

В резултат на проведените факторни и корелационни анализи се направи отбор на стимулите, представени във втората група експерименти. Очертаха се 4 схеми (по две изразяващи положителни и отрицателни емоции), които да са с достатъчна информационна тежест и могат да представлят този вид стимули в последващи експерименти. Като съпоставяме предварителния отбор на стимулите от двете групи (с два и три променливи белега), можем да направим някои изводи за ролята, която променливите перцептивни белези имат при оценяването на схемите като емоционални носители. При отбора на „базисните“ схеми се оказа, че когато в двета сегмента (горен и долен) променливите елементи са само вежди и уста, вторият перцептивен белег – устата, натежава като информационен носител за емоции и става определящ за валентността на схемата. От направените анализи се установи, че отпадат схемите с равна уста, т.е. не са достатъчно информативни като схеми, изразяващи емоции. Вероятно прибавянето на нов променлив елемент (очите), който се съчетава с първите два (вежди и уста), води до значителна промяна в схемата като носител на емоционална информация. Това особено ясно проличава при възприемането на стимулите в условията на дефицит от време (при тахистоскопичните експерименти). Оформените два сегмента с информационни емоционални носители (горния – с вежди и очи и долния – с уста) се изравняват по тежест. Вероятно това е причината емоционалната валентност на стимулите да е оценена различно при бинокуларното възприемане и при тахистоскопичното представяне.

ЛИТЕРАТУРА

- Богданова, Е. (1994). Възприятие на емоционален човешки израз от схематични изображения на лица с два променливи перцептивни белега. Българско списание по психология, No 4, 20-29.
- Bruyer, R. (1983). *Le visage et l'expression faciale: approche neuropsychologique*. P. Mardaga (Ed), Bruxelles.
- Buzby, D.E. (1924). The interpretation of facial expression. *Amer. J. Psychol.*, 35, 602-604.
- Colleman, J.C. (1949). Facial expression of emotion. *Psychol. Monogr.*, 63, 1-36.
- Dunlap, K. (1927). The role of eye-muscles and mouth-muscles in the expression of emotions. *Gent. Psychol. Monogr.*, 2, 199-233.
- Ekman, P. (1979). About brows: emotional and conversational signals. In: Von Cranach, M., Foppa, K., Lepenics, Wand Ploog, D. (Eds.), *Human ethology*, Cambridge.
- Ellis, H.D. (1987). Theoretical aspects of face recognition. In: Davies, Ellis et Shepherd,

- (Eds). *Perceiving and remembering faces*, London, Academic Press, 171-197.
- Guilford, J.P. (1930). A new model for the demonstration of facial expressions. *Amer. J. Psychol.*, 42, 436-439.
- Rohracher, H. (1951). The psychological institute of the University of Vienna. *Acta Psychol.*, 8, 201-223.
- Ruckmick, C.A. (1921). A preliminary study of the emotions. *Psychol. Monogr.*, 30, No 136, 29-35.
- Waters, R. (1992). Modeling three dimensional facial expressions. In: V. Bruce and M. Burton (Eds). *Processing Images of Faces*. Ablex Publishing Corporation, Norwood, New Jersey.
- Watz, R.J. (1992). Faces and vision. In: V. Bruce and M. Burton (Eds). *Processing Images of Faces*. Ablex Publishing Corporation, Norwood, New Jersey.

НЕВРОПСИХОЛОГИЧНИ МОДЕЛИ НА ПРЕДСТАВНОСТТА-II НАРУШЕНИЯ НА ПРЕДСТАВНОСТТА ПРИ УВРЕДЕН МОЗЪК

Ивайло Търнев*

NEUROPSYCHOLOGICAL COMPUTATIONAL MODELS OF MENTAL IMAGERY – II IMAGERY DISORDERS IN PATIENTS WITH UNILATERAL CEREBRAL LESIONS

Ivailo Tournev

Imagery disorders in patients with unilateral cerebral lesions and callosotomy are discussed in this paper in view of the componential model proposed by Kosslyn and Farah. The clinical data is analyzed with respect to the relationship between the localization and the lateralization of cerebral lesions, on the one hand, and the disorders of the components of the imagery process: generation, inspection and transformation, on the other. It has been found that the syndrome of unilateral spatial neglect refers not only to the exterior perceptual space but it also engages the interior cognitive space that is necessary for different mental operations. It should be noted that all complex perceptual and spatial abilities require well-developed and preserved visuo-spatial processes.

Данните за функционалната локализация на генерирането на представите в ЛХ се появиха като обобщение в обзора на Farah (1984) върху публикувани неврологични случаи с дефицити в представността. Farah прави компонентен анализ на когнитивните и перцептивните задачи, изпълнявани от пациентите. Тя съпоставя успешно и неуспешно изпълнени задачи, за да отдели онзи компонент на представната способност, който е бил нарушен. Тя описва 12 пациенти, които могат да разпознат зрително представени обекти, но не могат да извикат представните образи на тези или подобни обекти. За да се обясни представният дефицит при тези пациенти, трябва да се допусне, че е увреден някой от компонентите на представната система, който не участва в процеса на зрителното разпознаване. Ако зрителното разпознаване е интактно, то са съхранени и зрителните образи в дългосрочната памет; също така следва да бъде запазена и краткосрочната зрителна памет, която е междинно звено и където се появяват както перцептивите (възприетите и разпознати зрителни образи), така и представите. Посредством елимини-

* Ивайло Търнев - Медицински университет, София

рането Farah обособява процеса на генериране на представите, чрез който става извлечането и превръщането на информацията от дългосрочната памет в мислен образ на краткосрочната зрителна памет. Именно този процес, според авторката, е нарушен при анализираните случаи, а при тях преобладаващата част от мозъчни увреди са били в задните отдели на лявата хемисфера.

Basso и сътрудници (1981) описват случаи на загуба на ментална зрителна представност след увреждане от съдов произход на левия окципитален лоб. Според тях в литературата са описани пет случая на загуба на представността, по-малко или повече независими от зрителни гностични нарушения (Charco, 1883; Goldstein & Gelb, 1918; Brain, 1954; Basso et al., 1980). При всички тези пациенти с изключение на последния оплакванията са били изцяло свързани със зрителната представност. Загубата на представността при пациента, описан от Basso и сътр., не е ограничена само до зрителната модалност; той не е бил способен да си представи миризми, вкусове, звуци. Загубата на зрителната представност при него е много ясно изразена, като способността му да назовава съответните обекти е съхранена.

Твърде интересно и парадоксално е описание на загубата на зрителната представност при втория пациент на Brain. Той давал твърде добре описание на различни липсващи обекти при отворени очи, докато при изключено зрение не бил способен да повтори описание. В ежедневния живот на всички описани пациенти адекватната реактивност към различни обекти и околната среда, които не изискват участието на зрителната представност, е била добра. Загуба на зрителната представност може да възникне като относително изолиран феномен, както е демонстрирано в случаите на Brain. В другите три случая обаче е била налице чиста алексия. При един от случаите са установени нарушения на цветовия гнозис, а при случая на Charco са описани дефицити в прозоп гнозиса.

Анатомичното разположение на лезията не е било прецизирано при пациента на Charco. Пациентът на Goldstein и Gelb е имал левостранна окципитална рана. За съжаление, липсва прецизна локализация на увредата при случаите, описани от Brain. КАТ на пациента на Basso показвал хиподензна зона, ангажираща лявата окципито-темпорална област.

Описанията на клиничните случаи поставят редица въпроси: могат ли да се очертаят мозъчните процеси, свързани с представността; необходим стадий ли са мислените образи за останалите когнитивни процеси; дали при тези пациенти са нарушени точно процесите, извикващи представите или те са само разединени от вербалната система? Някои от описаните случаи показват, че невинаги нарушенията в представността водят до засягане на други когнитивни процеси (Brain, 1954). Същевременно обаче, наличието на вътрешни репрезентации е необхо-

димо условие както за идентифицирането на обектите в перцептивния процес, така и за ефективна пространствена ориентация. Хипотезата, че загубата на представността е резултат от функционално разединяване, се основава на честото ѝ свързване с чистата алексия и с нарушенията на цветовия гнозис, за които се твърди, че се обуславят от зрително-вербална дисконекция. Тези дефицити са налице при пациента на Basso и сътр., чиято мозъчна увреда ангажира стриарното поле и се разпростира към калозалната област на левия окципитален лоб, което създава условия за частично зрително-вербално разединяване.

Goldenberg (1989) представя целенасочено изследване на способността за генериране на зрителни представи при пациенти с левостранни, десностранни и двустранни мозъчни увреди. Със своята методична постановка той прави опит да контролира две променливи в рамките на зрителната модалност: 1) вербалност – невербалност и 2) наличие или не на етапа на генериране на представи. Авторът поставя въпроса дали локализацията на генерирането зависи от качествената страна на информацията. Възниква предположение за съществуващата дихотомия между предимно зрителните и пространствените аспекти на представността или както преди това го формулират Levine и сътр. (1985), аналогично на описаните две зрителни системи при възприятието, такива съществуват и в представността: едната свързана с пространственото местоположение на представите, а другата – с техните отличителни белези – форма, размери, големина. Авторът счита, че най-вероятно не съществува един единствен неврологичен субстрат на зрителната представност, а нейната мозъчна локализация зависи от вида информация, който представата носи, както и от типа задача, с която тя е свързана. Според Goldenberg резултатите само частично подкрепят хипотезата на Farah, че левите задни мозъчни увреди могат да доведат до нарушение на представното генериране. Той предлага моделът на Kosslyn и Farah да се развие: изграждането на зрително-представния образ в краткосрочната зрителна памет (зрителния буфер) да се осъществява чрез две мрежи или два механизма – един за зрително-пространствена информация и друг за вербалната информация, свързана със свойствата на представените обекти.

Хипотезата за латерализирането вляво на процеса генериране на представите получава известна подкрепа и от няколко изследвания с комисуротомирани пациенти (Farah et al., 1985; Kosslyn et al., 1985). Farah и съавтори (1985) провеждат експеримент, като използват задача за класификация на букви, която включва представност. Към експерименталната процедура авторите добавят и контролна задача, която включва същите когнитивни операции като представната задача, с изключение на генерирането и инспекцията на образа. При представната

задача пациентът показва ясно изразено предимство на ЛХ, докато изпълнението на ДХ е на случайно равнище; при контролната задача и двете хемисфери се справят на еднакво равнище.

Corballis и Sergent (1988) провеждат експеримент с две задачи за генериране на представи при друг комисуротомиран пациент. При задачата за генериране положението на стрелките върху циферблата на часовника се установява, че ДХ не може да се спреши със задачата, а ЛХ успява при 67% от опитите. Втората задача изисква решение относно частите на генерираните малки букви след показването на съответните големи букви в лявото или в дясното зрително поле. И двете хемисфери се справят добре, над случайното равнище, като дясната е значимо по-бърза от лявата. Тези резултати показват, че и двете мозъчни хемисфери на изследвания пациент са в състояние да генерират съставни образи. Седемнадесет месеца по-късно Sergent и Corballis отново изследват този пациент и не установяват разлика в показаното изпълнение.

Описаните експерименти с комисуротомирани пациенти не представят единозначни резултати, те са трудно съпоставими помежду си. Пренасянето им върху здрави хора е практически неиздържано методологически; неиздържано е и използването им в обосноваването на една или друга хипотеза.

От една страна, предварителните данни от пациенти с локализирани мозъчни увреди и резултатите при пациенти с разделени, но интактни хемисфери представляват обединяване на доказателствата за лявохемисферно локализиране на процеса генериране на представите. От друга страна, съществува неяснота относно редица параметри на анализираните единични неврологични случаи, които поставят под съмнение категоричността на направените изводи. Самата Farah изказва съмнения доколко достатъчен е броят на изучените случаи и доколко са преодолени методологическите затруднения, възникващи при анализа на случаи, извлечени от неврологичната литература. При такова проучване акцентът се поставя върху пациенти с предимно лявохемисферни увреди и се игнорират пациенти с дяснохемисферни увреди, тъй като те системно по-често остават извън вниманието на невролога и психолога.

В две свои експериментални изследвания Grossi и съавтори (1986 и 1989) подчертават различната роля на двете хемисфери в представните процеси. Според техните експериментални данни, получени при изследване на пациенти с леви и десни задни увреди, темпоро-окципиталната зона на ЛХ представлява анатомичен субстрат на интерфейса, който преобразува дълбокитеreprезентации в перцептивен код, „който позволява субективното преживяване на мислена представа“. Функциите на тези зони се разглеждат като транслиращи от т.н. вътрешен код в друг, който е достъпен за съзнателен анализ и оценка. Резултатите на Grossi и съавтори са своеобразна подкрепа на хипотезата на Farah и

из-
та и
и за-
т на
ЛХ
сио-
ите
ери
по-
ери
зи.
то-

уд-
си.
ано
ето

тра-
кт-
иво-
От
на-
не-
нь-
и са
иза
уч-
эни
у те
яга.
986
ни-
из-
аль-
ито
ите
д в
на
и

Kosslyn за съществените, критичните функции на тези корови зони Според тези автори дясното хемисфера задни отдели имат еднакви функции в процесите на възприятие и представяне. Те участват в обследващо или на перцепта, или на мисления представен образ. Тези зони на ДХ са от съществено значение при задаване на общата репрезентационна схема на представните образи, както и за зрителната перцепция.

В своя обзор върху емпиричните доказателства за локализацията на процеса генериране на представи J. Sargent (1990) стига до извода че повечето от изследванията имат методични недостатъци и че нямало недвусмислени данни за невроналната основа на представното генериране. Според авторката от представните 12 случая в статията на Farah (1984), подкрепящи лявохемисферната специализация за генериране на представи, само един е подходящ, ако се прилагат строги научни критерии. Подлагайки на подробен критичен анализ и други изследвания на единични случаи на пациенти с ЛХ увреди, Sargent заключава че съобщаваните когнитивни дефицити не определят еднозначно дефицити в представите и генерирането им (Grossi et al., 1986; 1989). Според Sargent хипотезата за ЛХ специализация за генериране на представите изглежда още от самото си зараждане не се опира на достатъчно стабилни емпирични данни и не е била систематично изследвана.

Farah предполага, че противоречивите резултати се дължат на неприемането на компонентния модел за представността. Възможността различните компоненти на представната система да се осъществяват от различни невронални структури, които е възможно да бъдат локализирани дори в различни хемисфери, донякъде се подкрепя от направления от нея обзор (1984) върху дефицитите на представните функции у пациенти с огнищни поражения.

Ratcliff (1978) изследва друг важен компонент от представната система – способността за ментална ротация. Той използва тест, състоящ се от схематични рисунки на човек, представен в предно и задно положение с главата надолу и нагоре, като една от ръцете му е маркирана с черен кръг. От пациентите се изисква да идентифицират маркираната ръка като дясна или лява. Изследвани били 59 пациенти с десни, леви и двустранни мозъчни увреди. Резултатите показват, че най-засегнати са пациентите от групата с десни задни мозъчни увреждания, което подкрепя предположенията за преобладаващото участие на задната част на дясната хемисфера за изпълненията изисквани ментална ротация.

На основата на теорията на Kosslyn за представността, допълнена от компонентния анализ на Farah, се разширяват опитите за определяне на степента, в която представите и възприятието разделят едни и същи механизми на преработване (Finke, 1985) или ангажират едни и същи корови зони (Farah, 1988). Farah и съавтори (1988) съобщават за електрофизиологична подкрепа (ERP) на хипотезата, че представите си

взаимодействат с перцептивните образи в зрителната система. На основата на топографията на разпределението на активността (окципитални и темпорални региони), както и на ранните промени в ERP (около 200 msec) авторите допускат, че представите сами по себе си са зрителни репрезентации.

Изследванията върху нарушенията на представността у пациенти с корови увреди, макар и малко на брой, съобщават интересни данни за съчетано разстройство на външното перцептивно и вътрешното представно когнитивно пространство, наблюдавани изключително при десни задни мозъчни поражения (Bisiach et al., 1978, 1981; Mavlov & Tourneau, 1989). Те подкрепят идеята, че пространственоперцептивното обследване и обследването на генерираните представи се осъществява чрез еднакви или сходни механизми (процесът на генериране на представите е интактен). Други автори (Basso et al., 1980; Brownell et al., 1984) откриват нарушения в процеса на генериране на представите при пациенти с леви задни мозъчни увреждания и даже загуба на способността за представност. Това дава основание на Corballis и Sergent (1987, 1989) да изследват комисуротомирани пациенти с различни представни задачи. Получените от тях резултати добре се съгласуват с тези на Farah и Kosslyn, получени при изследване на здрави лица, като подкрепят хипотезата за ангажирането на двете хемисфери в осъществяване на различните етапи от представния процес.

Представност и едностранино игнориране

През последното десетилетие нарастващ брой данни демонстрират, че едностраниното пространствено игнориране често не се ограничава само до обследването на външното обкръжаващо пространство. През 1977 г. Mesulam и Geschwind описват пациент с халюцинаторни изживявания, който претърпял десностраниен мозъчен инсулт и игнорирал лявото полупространство. Установено било, че зрителните му халюцинаторни феномени също се ограничавали само до дясната половина. По-късно редица автори откриват, че едностраниното игнориране се наблюдава и при описание на ментални образи (представи) върху основата на информация, съхранявана в дългосрочната памет (Bisiach & Luzzatti, 1978; Bisiach et al., 1981; Halsband et al., 1985; Meador et al., 1987; Barbut & Gazzaniga, 1987). Bisiach и Luzzatti (1978) съобщават, че игнорирането засяга представността у двама техни пациенти, от които се изисквало да опишат по памет познато място. Пациентите трябвало да си припомнят сградите, разположени от двете страни на катедралния площад на Милано, като в единия случай трябвало да си го представят, гледайки го отпред, а в другия – обърнати с гръб към него. И в двата

случая те пропускали сградите, разположени от ляво, така че онези, които споменавали в първото описание, били игнорирани във второто и обратно. Това впечатляващо откритие предполага, че мисленото изследване на пространството е нарушенено също, както и перцептивното. Две години по-късно Bisiach и сътр. (1981) развиват и обогатяват по-ранните си наблюдения, като изследват 91 пациенти с десни мозъчни увреждания със същата методика. На основата на получените резултати авторите предполагат, че имагинерното пространство е топологично структурирано между двете хемисфери, при което се демонстрира феномена на контролатерално игнориране на репрезентативното пространство. Неправилното преместване на детайли в описанietо на площа да били три пъти по-чести от лявата към дясната страна, отколкото в обратната посока, което също показва неспособност да се изследва лявата половина на репрезентативната карта. Част от информацията, предназначена за лявата половина на пространствената рамка на вътрешната репрезентация, се адресира към дясната половина.

Описано е също, че пациенти със синдром на игнориране в някои случаи, като се опират на зрителните образи на думите, не са в състояние да буквуват едностранио (Baxter & Warrington, 1983; Barbut & Gazzaniga, 1987).

Игнориране в представността е открито също при обследване на ментални образи, извиквани от краткосрочната памет (Bisiach et al., 1979; Ogden, 1985). Авторите изследват пациенти с дясно мозъчно увреждане и левостранно игнориране и контролна група, като изискват от тях да си припомнят зрително представени патерни при две условия на представяне: статично и динамично. Поставена е дискриминационна задача (дали стимулите са еднакви или различни), при която стимулите се показват частично, фрагментирано. За да „види“ формата и да вземе решение, пациентът трябва мислено да я конструира като цяло. Резултатите показват, че пациентите с левостранно игнориране правят значително повече грешки от колкото здравите лица при определяне на различията от лявата страна на патерните, но не и от дясната страна. Този ляво-десен градиент изпъква още повече при условията на динамично представяне без значение дали се диференцират предната част или опашката на облаковидната форма. Пациентите със синдром на игнориране не успяват да изградят адекватен мислен образ на едната страна на формата. Според авторите причината е нарушената способност да се борави с лявата репрезентация на пространството.

Същевременно някои автори (Halsband et al., 1985) показват, че игнорирането на перцептивното пространство не е асоциирано винаги с феномена на игнориране в представността, като вероятно това е една от многото дисоциации, които могат да се открият при тези пациенти. Макар че вече има достатъчно данни, които показват, че игнорирането

може да засяга и пространствените репрезентации, все още се знае твърде малко относно механизмите, които са в основата на това нарушение. Според една хипотеза игнорирането в представността може да се дължи на възникване на феномен на екстинкция на репрезентативно равнице. Според друга, съгласувана с твърденията на Hebb (1968), че окуларните движения са ангажирани в генерирането на ментални образи, окуломоторни нарушения са водеща причина за появата на нарушението. Според трета хипотеза игнорирането в представността се обсъжда в светлината на дефектната активация на вниманието, която се разпростира на едно вътрешно, репрезентативно ниво. По този начин вниманието се разглежда като способност за вътрешно обследване на мислени образи и игнорирането в представността се интерпретира като нарушение, засягащо „прочита“ на пространствените репрезентации (Bisiach & Berti, 1987). Очевидно е, че все още липсват убедителни обяснения на феномена игнориране, който стеснява не само външното, перцептивното пространство и сгъстява дейностите, осъществявани в него, но стеснява и вътрешното когнитивно пространство, с косто човек борави при всяка мисловна дейност. Оказва се, че синдромът на игнориране засяга цялостния познателен процес. Той нарушива както преработката на текущата сензорна информация, така и инспекцията на съхраняваните в дългосрочната памет обобщени образи и представи и дори използването на абстрактни вербални кодове.

Едно от изследванията, осъществени от част от работния колектив (Мавлов и Търнев, 1990) преди разработването на проекта, е върху особеностите на зрителната и тактилната представност в лявата и дясната половина на пространството при пациенти с едностранино игнориране в двете перцептивни модалности. Авторите разработват оригинални тестове за изследване на игнорирането в зрителната и тактилната представност. Зрително-представният тест се състои от 9 фотоснимки, разположени по три в левия край, в средата и в десния край на фотоколажа. Оценяването на тактилната представност става след опипване на 9 предмета, поставени на табло също по три вляво, в средата и вдясно. Представянето и на двата теста става двукратно, като втория път става смяна на стимулите в лявата и дясната страна. Резултатите показват, че едностраниното контраплатерално игнориране в представността при еднострани мозъчни увреждания не само върви успоредно с аналогично игнориране при реалната перцепция, но се проявява едновременно и в почти еднаква степен и в зрителната, и в тактилната модалност.

Тези данни са в подкрепа на становището за общи патофизиологични механизми на перцептивното и представното игнориране, респ. те свидетелстват за общи компоненти на перцептивната и представната система. Изхождайки от компонентния модел на Kosslyn и Farah може да се приеме, че при синдрома на игнориране в представността с

нарушен етапът на обследване или т.н. инспекция на представите. Пациентите обследват само ипсилатералната на мозъчното поражение половина на представите.

Изследвания на нарушените в перцепцията и обследването в реалното и представното пространство са осъществени и посредством топографска задача (Morgow, Ratcliff & Johnston, 1985; Търнев, 1989).

При изследване на взаимоотношенията между зрително-пространствените и зрително-представните функции се установява, че съществува зависимост между някои сложни пространствени способности като конструктивния праксис и топографската ориентация, от една страна, и зрителната представност, от друга (Мавлов и Търнев, 1991). Резултатите от техните проучвания при пациенти показват, че осъществяването на сложните пространствени операции изисква развитост и съхраненост на зрително-представните процеси.

Едностраничното игнориране и свързаните с него феномени са разглеждани за първи път като нарушение на съзнателната репрезентация на едната телесна половина на екстракорпоралното пространство още през 1913 г. от Н. Zingerle. Така използването на идеята за телесната схема за разбирането на невропсихологичните нарушения, включително и на едностраничното игнориране може да се разглежда като опит за репрезентативно обяснение (Brain, 1941; Gerstman, 1942; Lhermitte, 1942; Roth, 1949; Critchley, 1953). Същевременно от най-ранните наблюдения (Zingerle, 1913) е било ясно, че синдромът на игнориране може да се съпровожда от изопачена репрезентация на страната, контролатерална на лезията. Такова нарушение може да ангажира както външната действителност, така и тялото на пациента. Едностранична изопачена репрезентация на тялото може да предизвика соматопарафения. Продуктивните аспекти на едностраничната изопачена репрезентация обаче са много по-редки, отколкото едностраничното игнориране. Въпреки това, при по-задълбочено изследване на целия спектър от ментални промени, свързани с едната страна на пространството, установлен в популация от пациенти с едностранини мозъчни увреди, е открито, че тези феномени се подреждат в постепенна прогресия от тотално игнориране (абсолютен репрезентационен вакуум) до изопачена репрезентация. Възможно ли е тази доста хетерогенна група от симптоми да бъде разглеждана като единен синдром? Bisiach и Berti (1988) привеждат два основни аргумента в подкрепа на концепцията за единен синдром:

1. Разположението на лезиите, причиняващи изолирано едностранично игнориране, не може да се отдиференцира от разположението на лезиите, причиняващи продуктивна манифестация на едностраничната изопачена репрезентация;

2. Появата на двета симптома има критична зависимост от увреждането на дясната хемисфера. Освен това Bisiach и Vallar (1987) въвеж-

дат термина дисхирия за означаване на единния синдром.

Теоретична подкрепа за едно интегрирано репрезентативно обяснение на игнорирането и свързаните с него нарушения е дадено чрез модела клетъчен ансамбъл (Bisiach et al., 1985; Bisiach & Berti, 1985). Този модел предполага, че относително малки промени, свързани с нарушената функция на даден клетъчен субансамбъл, осъществяващи единичен основен механизъм, може да предизвика или игнориране, или продуктивни форми на едностранна изопачена репрезентация.

Независимо от все по-усложнявящите се хипотетични конструкции, използвани за изясняване на едностранното игнориране, остават нерешени и дискутиабилни редица въпроси, свързани с този феномен. Два особено важни аспекта заслужават специално разглеждане. Първият се отнася до мултиплитета на репрезентационни рамки, открити при изследване на игнорирането. От една страна, представата за egoцентричното пространство изисква да се приеме съществуването на единен център, чрез който външното конкретно и репрезентативно ментално пространство са свързани. Това предположение обаче не може да се приеме, тъй като субектът, който представлява център на тези пространства, не е геометрична точка. В редица изследвания е демонстрирано, че едностранното игнориране може да се явява фракционирано съобразно поне две различни рамки: едното дефинирано съобразно ретинотопичните координати и другото свързано със сагиталната равнина на тялото (Bisiach et al., 1985; Gazzaniga & Ladaravas, 1987). От друга страна, при маймуни е установено разграничение между игнорирането в екстраперсоналното и периперсоналното пространство (Rizzolatti et al., 1985). Такова разграничение е наблюдавано и при хора (Bisiach et al., 1986).

Вторият аспект е свързан с лонгitudинални промени в репрезентационните процеси по оста вход-изход. Watson и сътр. (1978) разгравничават атенционни и итенционни аспекти на игнориране. Mesulam (1981) допуска, че подобна дихотомия може да диференцира игнориране дължащо се респ. на задни и предни мозъчни лезии.

През последните години в редица изследвания (Bisiach et al., 1985, 1987, 1988; Kinsbourne, 1988; Schacter et al., 1988) се разглежда релевантността на игнорирането и свързаните с него разстройства за съвременните когнитивни теории. Получените невропсихологични данни се интерпретират с цел дефиниране същността, произхода и ролята на съзнателната ментална активност (Bisiach, 1988; Kinsbourne, 1988).

ЛИТЕРАТУРА

- Barbut, D., Gazzaniga, M. (1987). Disturbances in conceptual space involving language and speech. *Brain*: 110, 1487-1496.

- Basso, A., Bisiach, E. & Luzzatti, C. (1980). Loss of visual imagery: A case study. *Neuropsychologia*, 18, 435-442.
- Bernard, D. (1883). Un cas de suppression brusque et isolée de la vision mentale des signes et des objets (formes et couleurs). *Prog. Med.*, 11, 568-571.
- Bisiach, E., Berti, A. (1987). Dyschiria: an attempt at its systemic explanation. In Jeannerod M. (Editor), *Neuro-physiological and Neuropsychological Aspects of Spatial Neglect*. Amsterdam: North Holland, 183-201.
- Bisiach, E., Berti, A. (1988). Unilateral misrepresentation of distributed information: paradoxes and puzzles. In Brown J.W. (Editor). *The Neuropsychology of Visual Perception*. Hillsdale, N.J.: Lawrence Erlbaum.
- Bisiach, E., Berti, A. & Valar, G. (1985). Analogical and logical disorders underlying unilateral neglect of space. In: M.I. Posner and O.S.M. Marin (eds.) *Mechanisms of attention. Attention and performance*. Hillsdale, N.Y. Lawrence Erlbaum, 239-249.
- Bisiach, E. & Luzzatti, C. (1978). Unilateral neglect of representational space. *Cortex*, 14, 129-133.
- Bisiach, E., Luzzatti, C. & Perani, D. (1979). Unilateral neglect, representational schema and consciousness. *Brain*, 102, 609-618.
- Bisiach, E., Capitani, E., Luzzatti, C. & Perani, D. (1981). Brain and conscious representation of outside reality. *Neuropsychologia*, 19, 543-551.
- Bisiach, E., Capitani, E. & Porta, E. (1985). Two basic properties of space representation in the brain: Evidence from unilateral neglect. *J. of neurology, neurosurgery and psychiatry*, 48, 141-144.
- Brain, R. (1954). Loss of visualization. *Proc. R. Soc. Med.* 47, 288-290.
- Brain, W. (1941). Visual disorientation with special reference to lesions of the right cerebral hemisphere. *Brain*, 64, 244-272.
- Brownell, H., Farah, M., Harley, J., Kosslyn, S. (1984). Distinguishing imagistic and linguistic thought: A case report. *Cognition*, 19, 110-134.
- Corballis, M., Sergent, J. (1989). Mental rotation in a commissurotomized subject. *Neuropsychologia*, 27, 585-597.
- Corballis, M. & Sergent, J. (1988). Imagery in commissurotomized patient. *Neuropsychologia*, 26, 1, 13-26.
- Crutchley, M. (1953). *Parietal Lobes*. London: Hafner Press.
- Farah, M. (1984). The neurological basis of mental imagery: A componential analysis. *Cognition*, 18, 245-272.
- Farah, M. (1985). Psychophysical evidence for a shared representational medium for mental images and perecepts. *JEP: General*, 114, 1, 91-103.
- Farah, M. (1986). The laterality of mental image generation: A test with normal subjects. *Neuropsychologia*, 24, 541-551.
- Farah, M., Peronnet, F., Gonon, M. & Girard, M. (1988). Electrophysiological evidence for a shared representational medium for visual images and visual percepts. *JEP: General*, 117, 3, 248-257.
- Finke, R. (1985). Theories relating mental imagery to perception. *Psychological Bulletin*, 98, 236-259.
- Gazzaniga, M., Ladavas, E. (1987). Disturbances in spatial attention following lesion or disconnection of the right parietal lobe. In Jeannerod M. (Editor), *Neurophysiological and Neuropsychological Aspects of Spatial Neglect*. Amsterdam: North Holland, 10, 203-213.
- Goldenberg, G. (1989). The ability of patients with brain damage to generate mental visual images. *Brain*, 112, 305-325.
- Goldenberg, G., Podreka, I., Steinar, M., Willmes, K. & Deecke, L. (1989). Regional cere-

- bral blood flow patterns in visual imagery. *Neuropsychologia*, 27, 5, 641-664.
- Gerstman, J. (1942). Problem of imperception of disease and of impaired body territories with organic lesions. *Arch. Neurol. Psychiat.*, 48, 890-913.
- Goldstein, K. & Gelb, A. (1918). Psychologische Analysen hirnpathologischer Fälle auf Grund von Untersuchungen Hirnverletzter. *Zeitschr. Ges. Neurol. Psychiat.*, 41, 1-142.
- Grossi, D., Orsini, A. & Modafferi, A. (1986). Visual imaginal constructional apraxia: on a case of selective deficit of imagery. *Brain and cognition*, 5, 255-267.
- Grossi, D., Modafferi, A., Pelosi, L. & Trojano, L. (1989). On the different roles of the cerebral hemispheres in mental imagery: the „o'clock test“ in two clinical cases. *Brain and cognition*, 10, 18-27.
- Halsband, M., Gruhn, S. & Ettlinger, G. (1985). Unilateral spatial neglect and defective performance in one half of space. *Int. journal of neuroscience*, 28, 173-195.
- Hebb, D. (1968). Concerning imagery. *Psychological Review*, 75, 466-477.
- Kinsbourne, M. (1988). Integrated Field theory of consciousness. In Marcel A. & Bisiach E. (eds.) *Consciousness in Contemporary Science*. Oxford: Oxford Univ. Press, 11, 239-256.
- Kosslyn, S., Holtzman, J., Gazzaniga, M. & Farah, M. (1985). A computational analysis of mental image generation: evidence from functional dissociation in split-brain patients. *Journal of experimental psychology: general*, 114, 3, 311-341.
- Levine, D., Warach, J. & Farah, M. (1985). Two visual systems in mental imagery. *Neurology*, 35, 1010-1018.
- Lhermitte, J. (1942). De L'image corporelle. *Rev. Neurol. (Paris)*: 74, 20-38.
- Mavlov, L. & Tournev, I. (1989). Unilateral neglect in perception and imagery after cerebral stroke. VIIth Bulgarian – Romanian Symposium of Neurology, October 13th, Pleven.
- Meador, K., Loring, D., Bowers, D. & Heilman, K. (1986). Remote memory and neglect syndrome. *Neurology*, 36-170.
- Mesulam, M. (1981). A cortical network for directed attention and unilateral neglect. *Ann. Neurol.*, 10, 309-325.
- Mesulam, M., Waxman, S., Geschwind, N. & Sabin, T. (1976). Acute confusional states with right middle cerebral artery infarctions. *J. Neurol. Neurosurg. Psychiat.*, 39, 84-89.
- Morrow, L. & Ratcliff, G. (1985). Externalizing spatial knowledge in patients with right hemisphere lesions. *Cognitive Neuropsychology*, 2, 265-273.
- Ogden, J. (1985). Contralesional neglect of constructed visual images in right and left brain damaged patients. *Neuropsychologia*, 23, 273-277.
- Rizzolatti, G., Gentilucci, M., Matelli, M. (1985). Selective spatial attention: one center, one circuit, or many circuits? In Posner M.I., Marin O.S. (Editors), *Attention and Performance. XI*, Hillsdale, N.J.: Lawrence Erlbaum, 13, 251-265.
- Roth, M. (1949). Disorders of the body image caused by lesions of the right parietal lobe. *Brain*, 72, 89-111.
- Schacter, D., McAndrews, M., Moscovitch, M. (1988). Access to consciousness: dissociation between implicit and explicit knowledge in neuropsychological syndromes. In Weiskrantz L. (Ed.) *Thought without language*. Oxford Univ. Press, 10, 242-278.
- Sergent, J. (1989). Image generation and processing of generated images in the cerebral hemispheres. *JEP: Human perc. and performance*, 15, 170-178.
- Zingerle, H. (1913). Über Störungen der Wahrnehmung des eigenen Körpers bei organischen Gehirnerkrankungen. *Monatschr. Psychiat. Neurol.*, 34, 13-36.
- Watson, R., Miller, B., Heilman, K. (1978) Nonsensory neglect. *Ann. Neurol.*, 3, 505-508.

ЗА ХУМАНИЗЪМ В МЕТОДОЛОГИЯТА НА ПСИХОЛОГИЯТА

Мариана Няголова*

Най-новата книга на член-кореспондента на РАН, проф. д-р Андрей Брушлински** „Проблеми на психологията на субекта“ е изключително интересно произведение, в което основният акцент е поставен върху разбирането на психологията като наука за човека.

Изложението представлява обобщение както на резултатите от многогодишните изследвания на автора по методологическите и исторически проблеми на психологията, така и своеобразна панорама на съвременното състояние на изследователската работа в Института по психология на Руската академия на науките и наред с това – поглед върху мястото на психологията и психолога в изменящите се обществени условия в Русия.

Проблемът за изучаването на човека в неговата цялост и за разбирането на психиката именно като активност на субекта води своите традиции още от Аристотеловската ентелехия. Ако направим ретроспективен преглед на дискусиите за предмета на психологията в исторически план, можем да забележим, че този проблем е разработван в различни форми и в различни периоди, прекъсвани от увлеченията по функционализма и персонализма.

Авторът се насочва обаче към съвременния му аспект. Историко-методологическият обзор представя развитието на идеята за субекта в научните школи на XX век и главно – приноса на С.Л. Рубинштайн в разработката на онтологичните идеи в психологията, водещи началото си от ръкописа му „За философската система на Херман Коен“. Съпоставяйки концепциите на С.Л. Рубинштайн, Л.С. Виготски, М.Я. Басов, А.Н. Леонтиев, Б.Г. Ананиев и др., А. Брушлински представя многопланово развитието на проблема за субекта в руската психология от съветския период. Специално е отбелязано, че психологичната концепция на С.Л. Рубинштайн и неговата школа „не се свежда просто до теорията за дейността, тъй като той винаги е бил против „дейностния редукционизъм“ т.е. против свеждането на цялата активност на човека единствено до дейността“ (19c.). Това е изключително важен факт, като се има предвид, че през съветския период „дейността“ бе не само

* Мариана Няголова – к.п.н., Великотърновски университет

** А. В. Брушлинский „Проблемы психологии субъекта“ Москва 1994.

основна обяснителна единица, но и доведе до изключителното политизиране на психологията. Нещо повече – нейната деонтологизация породи различни форми на редукционистично разбиране на предмета ѝ както в Русия (гиосеологизъм и физиологизъм), така и в световен мащаб (когнитивизъм).

Уточняването на различията сред привържениците на дейностния подход налага и обсъждането на въпроса за отношението на марксовите идеи за дейността и приложението им в психологията.

Едно от големите достойнства на книгата се състои именно в това, че авторът не отбягва този въпрос, а напротив – търси неговото не политическо, а общофилосовско и частнонаучно обсъждане. Той счита, че работите на Рубиншайн са добро доказателство за недогматичното, творческо отношение към „официално канонизираната философия на Маркс“ (13с.). Особено интересно е заключението, че „философията на Маркс в продължение на много години е била актуален и перспективен предмет на изследване и сякаш е предоставяла политическо убежище за късния Розентал, рания Зиновиев, рания Иленков и за много други, които не са пожелали да коментират хвалебствено примитивните философски положения на Stalin и недостатъчно професионалната книга на Ленин „Материализъм и емпириокритицизъм“ (13с.). В резултат на обсъждането се налага изводът, че не бива да се отрича всичко направено в психологията през съветския период просто като „марксическо“, а със средствата на научния анализ да се търсят онези рационални зърна в развитието на всяка философска концепция, в това число и в тази на Маркс, които бяха използвани и сполучливо развити в борбата за оцеляване на психологическата наука през годините на тоталитаризма.

Специално внимание е отделено на критиката на теориите за „социализацията“. Възгледите, че психическото развитие на человека се осъществява по принципа „от социалното към индивидуалното“, по думите на автора водят до трактовката за социалността единствено като своеобразна форма на принудата, натиска, диктата „с помощта на които обществото натрапва (често даже насилствено) на индивида определена система от норми и духовни ценности“ (24с.). На всичко това той противопоставя идеята за активния човек, субект на психиката и чрез заглавието на третия раздел утвърждава, че „целостта на субекта е основание за системността на всички негови психически качества“.

Особен интерес представлява съпоставката на концепциите на двамата най-големи психолози в Русия – С.Л. Рубиншайн и Л.С. Виготски. Тук е уместно да напомним, че А. Брушлински е не само ученик на Рубиншайн, но и един от най-добрите познавачи на творчеството на Виготски за последните близо тридесет години, започвайки от 1968 г. с книгата „Културно-историческата теория за мисленето“. Продължавайки тази тематична линия, авторът доказва, че Рубиншайн развива субек-

тическото и методологическото значение на хуманизма във връзка със съвременните течения в психологията.

В противовес на тезата за постнаталната социализация на психиката А. Брушлински стига до извода, че „всеки човешки индивид и неговата психика са изначално и винаги социални“ (22с.) и настоява за различаването на понятията „социално“, „обществено“ и „индивидуално“, отнасящи се помежду си според него както „всебищото – особено то – единичното“.

От тази позиция той разглежда взаимодействието с дразнителите, с обектите и другите субекти като многостепенно взаимодействие на човека с външния свят, а взаимоотношението между съзнателното и несъзнателното като сложно и многопланово. Всичко това му дава основание да предложи модификация на триединната формула на А.Н. Леонтиев „дейност, съзнание, личност“ по следния начин: „личност: дейност и съзнание“, което потвърждава идеята за първичноността на субекта по отношение на дейността и всички други личностни качества.

Теоретичните изводи са съпроводени с илюстративен материал от експерименталните изследвания, провеждани в Института по психология на Руската академия на науките. Интерпретирани са изследванията на такива водещи лаборатории като: Лабораторията по психология на личността (К. Абулханова-Славская, Л. Анцыферова, В. Знаков), по когнитивни процеси (Е. Сергиенко, А. Миткин), по системни изследвания на психиката (В. Барабанчиков, Д. Завалишина), а така също изследванията по психология на мисленето като дейност и процес, провеждани под ръководството на самия автор (М. Воловикова, В. Поликарпов, А. Славска).

Показано е как експерименталната работа по изучаване на професионалната дейност и специфичните въпроси на психологията на труда не се ограничава до машаба на тази частна и приложна психологическа дисциплина, а позволява да се стигне до изводи с общопсихологическо значение: например до различаване на емоционалната регулация и чувственото преживяване (71-74).

В заключение може да се каже, че реализацията на основната идея на автора, че „човекът като субект – това е висша системна цялостност на всичките му сложни и противоречиви качества“ (31с.), разкрива плодотворни перспективи за хуманизиране на психологическата наука, които подхвърлят специфичната проблематика на днешната руска психология и придобиват глобално значение в развитието на науките за човека и обществото.

СЪДЪРЖАНИЕ на „Българско списание по психология“ (1995 г.)

Антонов Георги, Ирина Шлезингер. Въвеждащ курс по музикотерапия. кн. 1, с. 88.

Байчинска Красимира. Психосоциални изменения на процеса на демократизация. кн. 3, с. 56

Балев Жорж. Проблеми в интерпретацията на факторния анализ. Ортогонални и облични факторни модели. кн. 4, с. 19.

Балканска П. Групова терапия с близки на дементно болни. кн. 3, с. 50.

Богданова Евелина. Възприятие на емоционален човешки израз от схематични изображения на лица с три променливи перцептивни белега. кн. 4, с. 49.

Буторин Николай. Социална валидизация на модула за основни разговорни умения: II Себеразкриванс. кн. 2, с. 3.

Величков Ангел, Мария Радославова. Теоретични проблеми при изучаване на адаптацията и нагаждането на личността. кн. 2, с. 45.

Величков Ангел, Мария Радославова. Социалната среда като условие за адаптацията на личността. кн. 3, с. 29.

Димитров Пламен. Интерактивни модели на имиграционните и предприемачески намерения при младежи с висока интелигентност. кн. 1, с. 3.

Йорданова Малина. Класификация на невропсихологичните модели за обработка на информация. кн. 3, с. 16.

Калчев Пламен, Петя Хорозова, Живка Бурушкина. Въпросник за оценка на учебната тревожност, възприеманата компетентност в учебната дейност и благополучието във взаимоотношенията с връстници. кн. 1, с. 20.

Калчев Пламен, Стойка Калчева, Живка Бурушкина, Петя Хорозова. Българска адаптация на въпросника на Coolidge за личностни разстройства (CATI) – надежност на скалите. кн. 4, с. 5.

Каастоянов Георги. Изследване влиянието на социалната подкрепа като модератор на стреса. кн. 1, с. 41.

Крумов Крум, Снежана Илиева. Проблемът за властта и конфликтите в организацията. кн. 3, с. 3.

Кук Нанси. Терапевтът и неговото „сляпо петно“: супервизия на случай. кн. 1, с. 90.

Няголова Мариана. Преданалитичните трудове на З. Фройд – предмет на специален международен конгрес. кн. 3, с. 61.

Няголова Мариана. За хуманизъм в методологията на психологията. кн. 4, с. 71.

Пацева Мирена, Митко Василев. Семантични аспекти на ценостите. кн. 1, с. 59.

Полнарева Надя, Златка Михова. Юношеската криза като индикатор за семейна дисфункция. кн. 2, с. 13.

Рашева Максимка. Когнитивен модел на Бек, обясняващ развитието на депресия. кн. 2, с. 29.

Русинова Веселина, Лидия Василева. Професионален стрес: теоретичен и експериментален модел на К. Л. Купър. кн. 4, с. 39.

Сердарис Панайотис. Нагласи срещу отклоняващи се поведения при юноши и девойки от провинцията в Гърция. кн. 3, с. 42.

Tan Pier, Силви Еспарбес, Флоранс Сорд-Адер. Копинг-стратегии и персоонализация. кн. 2, с. 59.

Търнев Ивайло. Невропсихологични модели на представността – II. Нарушения на представността приувреден мозък. кн. 4, с. 59.

Ценова Бистра. Психично здраве и труд. кн. 2, с. 19.

Ценова Цветанка. Онтогенетичен подход към въпроса за развитието на фонематичните възприятия. кн. 1, с. 79.

Щетински Димитър, Боянка Гугулянова, Рина Баждекова. Депресия в детската възраст: обяснителни модели и методи за оценка. кн. 1, с. 50.

TABLE OF CONTENTS

EDITORIAL	
<i>Plamen Kalchev, Stoika Kalcheva, Sivka Burushkina, Petia Horozova</i> BULGARIAN ADAPTION OF COOLIDGE AXIS II INVENTORY (CATI) – SCALES RELIABILITY	1
<i>Jorj Balev</i> ISSUES IN FACTOR ANALYSIS INTERPRETATION. ORTHOGONAL AND OBLIQUE FACTOR MODELS	10
<i>Veselina Russinova, Lidia Vassileva</i> OCCUPATIONAL STRESS: A THEORETICAL AND EXPERIMENTAL MODEL OF C. L. COOPER	14
<i>Evelina Bogdanova</i> A STUDY OF EMOTION PERCEPTION USING SCHEMATIC DRAWINGS OF HUMAN FACE WITH THREE VARIABLE PERCEPTIVE MARKS	4
<i>Ivailo Tournev</i> NEUROPSYCHOLOGICAL COMPUTATIONAL MODELS OF MEN- TAL IMAGERY – II Imagery disorders in patients with unilateral cerebral lesions	17
<i>Mariana Niagolova</i> FOR HUMANISM IN METHODOLOGY OF PSYCHOLOGY	61