

PANAŠUMO ĮVERTINIMO MODELIAI

V. M a r t i š i u s

Dviejų stimulų panašumą du žmonės gali vertinti skirtingai. Net percepcinių stimulų panašumą galima skirtingai įvertinti. Suvokimo selektyvumas priklauso nuo asmenybės interesų, patyrimo, kryptingumo. Dėl to, vertindami stimulų panašumą, vieni žmonės ignoruos vienus požymius, kiti – kitus.

Iš to, kaip žmogus vertina stimulų panašumą, galima spręsti apie jo psichinių procesų funkcionavimą. Žinoma, gilinantį į eksperimentinius duomenis, reikia atsižvelgti į stimulų panašumo įvertinimų priklausomybę nuo stimulų požymių, savybių dėsningumų.

Suvokimo ir asmenybės savybių tarpusavio ryšį pastebėjo daugelis tyrinėtojų (25;33). H. Vitkino (25) nuomone, yra bent du suvokimo stiliai: „priklausantis nuo lauko“ ir „nepriklausantis nuo lauko“. Nesigilindami, ar jo hipotezė pagrįsta, priminsime, kad tarybinė psichologė E. Artemjeva (33), atlikusi tyrimus objektų laisvo aprašymo metodika, pastebėjo keletą žmonių tipų, skirtingai apibūdinančių geometrines figūras. Vieni kreipia dėmesį į geometrines figūrų savybes, antri – į savybes, sukeliančias emocijas, tretį ieško palyginimo su žinomais daiktais.

Nesant galimybių kiekybiškai palyginti rezultatus eksperimentų, atliktų objektų laisvo aprašymo metodika, reikia ieškoti kitų tyrimų būdų.

Psichologiniuose tyrimuose plačiai taikoma semantinio diferencialo technika. Tačiau semantinis diferencialas turi nemaža trūkumų, nes glaudžiai susijęs su tyrinėtojo tiriamos srities dėsningumų apriorinėmis koncepcijomis. Joks svarbus parametras nebus atskleistas semantinio diferencialo technika,

jeigu iš anksto eksperimentatorius jo nenumatė ir neparengė atitinkamų skalių. Be to, iš anksto parengus skales, ribojama tiriamojo atsakymų laisvė. Juk kai kurias psichologines realijas sunku apibūdinti žodžiais. Dėl šių trūkumų siaurėja semantinio diferencialo taikymo sfera.

Vertinantiems stimulų panašumą tiriamiesiems nereikia sąmoningai išskirti stimulų atributus, požymius, savybes. Eksperimentatoriaus uždavinys, naudojantis tiriamųjų nediferencijuotais pagal atskiras skales panašumo įvertinimais, nustatyti reikvantišnius psichologinius matmenis, sąlygojančius stimulų panašumą.

Daugiausia tyrimų buvo atlikta percepciniam stimulų panašumui nustatyti, tačiau kai kuriuose tyrimuose tiriamieji vertino emocijų, politinių partijų, nuotaikų panašumą. Tyrimų tikslas – atskleisti minėtų psichologinių ir socialinių realijų vertinimo determinantus. Tokie tyrimai gali būti naudingi asmenybių tipams, žmonių grupėms diferencijuoti.

Šiuo metu jau pasiūlyta nemaža panašumo įvertinimo modelių, kuriais galima patenkinamai apibūdinti siauro diapazono stimulų panašumą. Universalus metodo, nepriklausančio nuo stimulų tipo, greičiausiai nėra. Vis dėlto adekvataus panašumo matais reikėtų tirti daugiau stimulų, negu tai daroma iki šiol.

Šiame straipsnyje bus analizuojami populiarūs panašumo įvertinimų modeliai, jų adekvatumas eksperimentiniams duomenims, naudojimo galimybės.

Pirmas didelis straipsnis apie dvimačių figūrų panašumo tyrimus paskelbtas 1936 m. (14), nors sistemingai subjektyvų panašumą, siekdami pateikti kiekybinius matus, pradėjo nagrinėti F. Athyvas, V. Torgersonas (3;31). Reikšmingas buvo M. Ričardsono pranešimas 1938 m. konferencijoje. Čia jis pirmą kartą pasiūlė daugiamačių stimulų subjektyvaus panašumo kiekybinio įvertinimo modelį (24). Dideli nuopelnai šioje srityje priklauso ir skandinavų psichologams (9–12).

Tyrimo modeliai

Populiariausi yra turinio (content) ir atstumo (distance) panašumo įvertinimo modeliai.

R. Gregsono (15) nuomone, negalima esą priešstatyti visų turinio modelių atstumo modeliams, nes vieni turinio modeliai gali būti redukuoti į atstumo modelius, o kiti ne. Mums atrodo, kad metoduiniu, procedūriniu požiūriu toks priešstatymas yra pateisinamas. Eksperimentų atlikimo metodika, instrukcijos tiriamiesiems abiem atvejais labai skiriasi. Empirinius duomenis lemia eksperimento procedūros. Tokia išvada peršasi lyginant keletą tyrimų (28).

Turinio modeliams priskiriamas G. Ekmano vektorinis modelis (12). Stimulai vaizduojami subjektyvioje panašumo erdvėje vektoriais, kurių pradžios taškas bendras. Vektoriaus ilgis reiškia stimulo dydį, intensyvumą, o kampas tarp vektorių – kokybinį stimulų skirtumą. Stimulų panašumą lemia ir kampo dydžių, ir vektorių ilgių skirtumas. G. Ekmano darbai sudomino daugelį kitų tyrėjų.

Bendrai turinio modeliai išreiškiami taip:

$$S_{ij} = \frac{C_{ij}}{T_{ij}} ; \quad (1)$$

Čia C_{ij} – stimulų subjektyvių įvertinimų bendra dalis, T_{ij} – visas stimulų subjektyvus įvertinimas.

Tiriamieji ne tik vertina stimulų panašumą, bet ir nustato, kokia vieno stimulo dalis telpa kitame.

Iki šiol naudotais turinio modeliais stimulų subjektyvus panašumas įvertinamas netiksliai. Kad kiekybiniai panašumo įvertinimai būtų tikslesni, kai kurie autoriai (11;20) panašumo matus papildė laisvais parametrais. Pastaryjų reikėmės nustatomos iš eksperimentinių duomenų. Čia aptarsime turinio modelio variantą, kuriame parametrai taikomi ne ad hoc, bet vienamačių stimulų panašumo matams apibendrinti. K. Džangas (17) pasiūlė apibendrintą daugiamačių stimulų panašumo įvertinimo matą:

$$S_{ij} = \frac{1[\min(r_{ij}, r_{ji})]^n}{1 + (1-1)(\min r_{ij}, r_{ji})^2} \quad (2)$$

H. Eislerio, T. Kiunepeso, U. Kiunepeso, Y. Virno (Eisler, Künnapas, Waern) pasiūlyti panašumo matavimui vienamačiams stimulams yra K. Džango formulės variantai. Šioje formulėje

$$r_{ij} = \frac{h_i \cos \varphi_{ij}}{h_j}$$

čia h_i ir h_j - vektorių ilgiai, φ_{ij} - kampas tarp vektorių. Jei $\varphi_{ij}=0$, esant tam tikroms n ir l reikšmėms, (2) formulė transformuojama į minėtus panašumo matavimui vienamačiams stimulams. Tokiu būdu K. Džango pasiūlytoje panašumo įvertinimo funkcijoje laisvieji parametrai l ir n turiningai apibūdina modelį. Šiuo atžvilgiu daugiau privalumų turi K. Džango formulė, nes daugelyje kitų modelių laisvieji parametrai įrašomi tam, kad panašumo matavimui geriau atitiktų eksperimento duomenis.

Jei (2) formulėje $l < 1$, $n < 1$ arba $l > 1$, $n > 1$, tai panašumo funkcijų kreivės yra su išlinkiais. Pavyzdžiui, kai $l=2,33$ ir $n=2$, panašumo funkcijos kreivė išlinkusi taške $r_{ij}=0,5$. Iš tikrųjų, atlikę nesudėtingus skaičiavimus, įsitikintume, kad šiame taške panašumo funkcijos antroji išvestinė lygi nuliui, o trečioji nelygi nuliui. Vadinasi, kreivės įgaubtumo kryptis keičiasi nuo šio taško.

Kyla klausimas, ar empirinius subjektyvius panašumo įvertinimus galima išreikšti tokio tipo kreivėmis. Psichologiniuose tyrimuose S formos kreivės gana dažnos. Neatlikus empirinių tyrimų, nereikia atsisakyti tokio tipo panašumo matavimui. Empiriniai duomenys atsispindės tokio tipo kreivėse tuo atveju, kai, vienodai pakitus įvairių panašumo skalės diapazonų r_{ij} reikšmėms, panašumo pokytis viduriniame diapazone bus mažesnis arba didesnis negu galiniuose. Vargu, ar neklysta K. Džangas, teigdamas, esą l ir n kombinacijų, išreikštų S tipo skalėse, reikią atsisakyti, nes l ir n reikšmės priklauso nuo stimulų prigimtės.

Lyginant turinio ir atstumo modelių adekvatumą eksperimentiniams duomenims (15;28), pirmenybė teiktina atstumo modeliams. Tiesa, K. Džango apibendrintas modelis dar nėra tirtas eksperimentiškai. Kai

kurie šio modelio variantai, sutampantys su jau minėtų autorių pasiūlytais panašumo modeliais ir skirti vienamačiams stimulams įvertinti, buvo ne kartą tikrinami eksperimentiškai. Jie patenkinamai atitinka eksperimentinius duomenis (10;26).

Atstumo modeliai

Atstumo modeliuose stimulai vaizduojami daugiamatėje erdvėje taškais. Atstumai tarp taškų priklauso nuo stimulų panašumo. Kuo mažesnis atstumas, tuo jie panašesni. Tarp identiškų stimulų atstumas lygus nuliui. Erdvės matmenų skaičių lemia skaičius stimulų požymių, į kuriuos žmonės atsižvelgia, vertindami panašumą. Taškus išdėstyti erdvėje galima keliais būdais, pavyzdžiui, pagal nemetrinį ir metrinį daugiamatį skalių sudarymo metodus. Pirmuoju atveju tiriamieji įvertina stimulų panašumą pagal eilės skalę. Pavyzdžiui, tiriamasis turi įvertinti, ar stimulus A yra panašesnis į stimulą B ar į stimulą C, ar stimulus B panašesnis į A ar į C ir t. t.

Jau pasiūlyta nemaža nemetrinio skalių sudarymo algoritmų. Jais siekiama išdėstyti visus n stimulus kuo mažesnio matmenų skaičiaus panašumo erdvėje taip, kad atstumai tarp taškų atitiktų eksperimentinių panašumo duomenų lentelę. Kitaip tariant, jei stimulus A yra daugiau panašus į stimulą B negu į stimulą C, tai atstumas tarp taškų A ir B n -matėje erdvėje turi būti mažesnis už atstumą tarp taškų A ir C. Didėjantis atstumas tarp taškų rodo monotoniškai mažėjantį panašumą.

Imant didelio matmenų skaičiaus erdvę, nesunku rasti taškų išdėstymo konfigūraciją, kuri atitiktų pradinis stimulų panašumo įvertinimus. Bet tada kyla sudėtingos matmenų interpretavimo ir psichologinio prasmingumo problemos. Kai erdvės matmenų mažėja, vis sunkiau parinkti taškų konfigūraciją, atitinkančią eksperimentinius duomenis. Reikia arba atsisakyti dalies informacijos apie panašumo įvertinimus, arba pasitenkinti erdvėmis, kurias prasmin-

gai interpretuoti labai sunku arba neįmanoma. Būtinai kompromisas tarp nesuderinamų reikalavimų.

Taikant įvairius nemetrinio skalių sudarymo būdus, gaunami šiek tiek skirtingi rezultatai. Ne visada lengva parinkti patį geriausią būdą.

Nors pasitenkinama santykiniais stimulų panašumo įvertinimais, galutiniai rezultatai išreiškiami kiekybiškai. Šią kiek paradoksalią galimybę nesunku paaiškinti. Naudojantis pradiniais duomenimis, tenkinančiais eilės skalę, taškų išdėstymo sąlygų skaičius yra lygus stimulų porų skaičiui. Jis didėja maždaug kaip stimulų skaičiaus kvadratas. Jeigu ribojimų skaičius, palyginti su erdvės matmenų skaičiumi, yra didelis, galima taškų padėtį nustatyti vienareikšmiškai.

R. Šepardas (27) įrodė, kad 45 taškų, išdėstytų plokštumoje atsitiktine tvarka, konfigūraciją galima labai tiksliai atkurti, jeigu žinoma taškų išdėstymo tvarka.

Galima tvirtinti, jog kai stimulų yra gerokai daugiau negu panašumo erdvės matmenų, nebūtina atsižvelgti į kiekybinius panašumo įvertinimus. Mat jie iš esmės negali patikslinti taškų konfigūracijų.

Jeigu stimulų nepavyksta išdėstyti mažesnio matmenų skaičiaus, negu yra stimulų, erdvėje, tai galima tikėti, jog taškų konfigūracija neatitinka tiesioginių kiekybinių panašumo įvertinimų. Šiuo atveju, ignoruojant metrinis įvertinimus, galima prarasti vertingą informaciją. Be to, nereikia pamiršti, kad pasirinktas algoritmas taip pat gali sukelti taškų konfigūracijos poslinkį.

Dirbant metriniais daugiamačių skalių sudarymo metodais, išsamiau panaudojama pirminė informacija, bet užtat kyla didesnių reikalavimų tiriamiesiems. Kiekybiškai vertinti stimulų panašumą yra sunkiau negu kokybiškai. Kiekybiškai vertinant stimulų panašumą, dažnai tiriamiesiems pateikiama tokio tipo instrukcija: „Jums reikia įvertinti stimulų panašumą. Identiškų stimulų panašumą įvertinkite n balais, o labai skirtingų – nuliniu balu. Kitų stimulų panašumą apibūdinkite taip, kad įvertinimai neatrodytų jums nei padidinti, nei sumažinti, palyginti su pateiktu vertinimo masteliu“.

Neretai tiriamieji pagal panašią instrukciją vertina ne stimulų panašumą, o jų skirtingumą. Šiuo atveju identiškų stimulų skirtingumas vertinamas nuliniu balu, o labai skirtingų - n balais.

Pagal instrukciją reikia fiksuoti įvertinimų atskaitos pradžią, tačiau panašumo įvertinimo duomenys dažnai neatitinka šio reikalavimo. Tikroji atskaitos sistemos pradžia nesutampa su nurodytąja instrukcijoje. Šiuo atveju panašumo įvertinimai gali tenkinti tik intervalų skalę. Jei tiriamieji eksperimento metu negeba fiksuoti atskaitos sistemos pradžios, kiekybiniai įvertinimai tampa neinformatyvūs. Gebančių laikytis instrukcijos reikalavimų tiriamųjų kiekybiniai panašumo įvertinimai tenkina santykių skalę.

Jei tiriamieji pajėgūs įvertinti stimulų panašumą pagal aukštesnio tipo skalę, negu yra parinkęs eksperimentatorius, tai prarandama dalis reikšmingos informacijos. Dar didesnė klaida - pervertinti tiriamųjų galimybes. Kiekvienu tyrimų atveju reikia atidžiai išnagrinėti panašumo įvertinimus ir nustatyti, kokio tipo skalei jie priklauso, ir pagal šiuos analizės duomenis sudaryti atitinkamas daugiamaštes skales.

Metrinių ir nemetrinių daugiamačių skalių sudarymo metodams būdingas pirminių duomenų atvaizdavimas n-matėse metrinėse erdvėse. Atvaizduoti panašumo įvertinimus metrinėse erdvėse galima tik tuo atveju, jeigu jie tenkina metrikos aksiomas.

Metrikos reikalavimai

Atstumo funkcija d bet kurioje metrinėje erdvėje turi tenkinti tris sąlygas:

- $d(a,b) \geq d(a,a) = 0$ (minimalumo sąlyga);
- $d(a,b) = d(b,a)$ (simetriškumo sąlyga);
- $d(a,c) \leq d(a,b) + d(b,c)$ (trikampio nelygybės sąlyga).

Iš minimalumo sąlygos išeina, kad visi identiški stimulai turi būti vienodo panašumo ir panašesni už neidentiškus stimulus.

Jeigu stimulų panašumas įvertinamas pagal anksčiau pateiktą instrukciją balais, tai jie tenkina pirmąją metrikos aksiomą. Vis dėlto, kaip rodo viena mačių stimulų panašumo įvertinimų analizė (20), tiriamieji ne visada geba laikytis instrukcijoje pateikto vertinimo mastelio. Pavyzdžiui, stimulų panašumo įvertinimo diapazonas yra 10 balų, o tiriamieji vertina juos 8 ar 9 balų diapazonu.

Jeigu objektų, pavyzdžiui, raidžių, geometrinių figūrų, panašumas vertinamas klaidingų identifikavimų dažniu, neretai pažeidžiamas minimalumo principas. Trumpam pateikus du vienodus stimulus, atsakymo tikimybė „stimulai tie patys“ nėra visoms identiškoms stimulų poroms ta pati. Be to, panašumo matricų nediagonaliniai elementai kai kada yra didesni už diagonalinius (19). Stimulų panašumą galima apibūdinti reakcijos laiku, matuojamu nuo stimulo pasirodymo momento iki reakcijos, nustatančios stimulų identiškumą arba skirtingumą, pabaigos. Tyrimai rodo (23), kad raidžių identiškumo nustatymo laikas yra nevienodas. Identiškų stimulų poros nėra visiškai panašios.

Jei įvertinant stimulų panašumą nukrypstama nuo minimalumo aksiomos ne dėl atsitiktinių eksperimento paklaidų, tyrimo rezultatų metrinėse erdvėse negalima atvaizduoti.

Nors atrodo, kad, vertindami stimulų panašumą balais, tenkiname simetriškumo sąlygą, specialūs tyrimai (23) rodo ką kita. Panašumo įvertinimą lemia individo patirtis, jo elgesio stereotipas.

A. Tverskis iškėlė hipotezę (32), kad ne tokie svarbūs, ne taip pastebimi stimulai yra panašesni į svarbesnius, labiau pastebimus, o ne atvirkščiai. Pavyzdžiui, variantas panašesnis į prototipą, negu prototipas į variantą.

A. Tverskis dviem grupėms tiriamųjų davė užduotį vertinti šalių panašumą pagal 20 balų skalę. Užduotys skirtingoms grupėms skyrėsi vertinimo tvarka. Pavyzdžiui, viena grupė turėjo įvertinti „kiek TSRS panaši į Lenkiją“, kita grupė – „kiek Lenkija panaši į TSRS“. Pagal eksperimento rezultatus mažesnė šalis yra panašesnė į didesnę šalį, negu didesnė į mažesnę.

Kito eksperimento metu tiriamieji vertino geometrinų figūrų panašumą. Paruošti du figūrų rinkiniai. Pirmajame rinkinyje figūrų poros skyrėsi formų tobulumu, antrajame – sudėtingumu. Tiriamiesiems (jų buvo 69) pateiktos figūrų poros: viena figūra kairėje pusėje, kita – dešinėje. Jie turėjo nurodyti, kuriam iš dviejų teiginių („kairioji figūra yra panaši į dešiniąją figūrą“, „dešinioji figūra yra panaši į kairiąją figūrą“) atiduoda pirmenybę. Figūros porose skyrėsi arba savo sudėtingumu, arba formos tobulumu. Erdvėje figūros buvo išdėstytos atsitiktine tvarka.

Sudėtingesnę arba tobulesnės formos figūrą buvo pasiūlyta žymėti raide a, o prastesnės formos arba paprastesnę – b. Dauguma tiriamųjų atidavė pirmenybę teiginiui „b yra panaši į a“.

Trečiajame eksperimente geometrinių figūrų panašumo įvertinimų asimetriškumas buvo nustatytas taikant tą pačią metodiką, kaip pirmajame eksperimente, vertinant šalių panašumą.

Kai stimulų panašumas vertinamas klaidingų identifikavimų dažniu, simetriškumo aksioma nepatenkinama dar dažniau (19,32). Klaidingų stimulo a identifikacijų su stimulu b dažnis priklauso ne tik nuo jų panašumo tarpusavyje, bet ir nuo eksperimento metu lyginamų figūrų rinkinio. Kiekvienas stimulus gali būti klaidingai sutapatintas su bet kuriuo iš jų panašiu stimulu. Kuo daugiau rinkinyje panašių į b stimulų, tuo mažesnė tikimybė, kad jis bus sutapatintas su stimulu a. Juk klaidingos identifikacijos pasiskirstys platesniu diapazonu. Vadinasi, jei rinkinyje panašių į b stimulų yra daugiau negu į a, tai b bus rečiau klaidingai identifikuojamas su a.

Šio tipo panašumo įvertinimų asimetriškumo priežastis yra netobulas eksperimento atlikimas. Parinkus tinkamą stimulų rinkinį arba pakeitus panašumo vertinimo metodiką, asimetriškų įvertinimų galima išvengti. Kai raidžių panašumas vertinamas laiku, reikalingu nustatyti, ar raidės identiškos, ar skirtingos (23), tai eksperimentų duomenys apytikriai teikina simetriškumo sąlygą.

Jeigu tiriamiesiems pateikiamas figūrų rinkinys, kuriame vienos figūros sudaro kitų figūrų dalį, tai buvo pastebėta (32), jog mažesniąją figūrą tiriamieji dažniau sutapatina su didesne. Šiuo atveju panašumo įvertinimų asimetriškumo priežastis yra pačių figūrų identifikavimo dėsningumai, o ne konteksto įtaka.

Kai panašumo įvertinimų analizė rodo, kad asimetriškumo priežastis yra atsitiktiniai faktoriai, tolesniems skaičiavimams galima naudoti pradinių duomenų vidurkius; jei asimetriškumas nedidelis, apskaičiuoti reikia pagal pritaikytus asimetrinėms matricoms skaičiavimus. Esant dideliame nuokrypiui nuo metrinųjų sąlygų, geriau panašumo įvertinimų metrinėse erdvėse nevaizduoti (7).

Iš trikampio sąlygos išeina, kad atstumas tarp dviejų taškų negali būti didesnis už atstumo nuo šių taškų iki trečio taško sumą. Jeigu panašumo įvertinimai atitinka tik eilės arba intervalų skales, pradiniai duomenys visada tenkina trikampio sąlygą. Pavyzdžiui, tarkim, kad panašumo pradiniai įvertinimai tenkina intervalų skalę, tačiau netenkina trikampio aksiomos. Kadangi intervalų skalė neturi pradinio atskaitos taško, tai prie atstumų, apibūdinančių stimulų panašumą, galima pridėti konstantą, neiškreipiant panašumo įvertinimų. Parinkus pakankamai didelę konstantą, atstumai visada tenkins trikampio sąlygą.

Mums lieka aptarti atvejį, kai panašumo įvertinimai tenkina santykių skalę. Apžvelgus literatūrą, ryškėja tendencija nuokrypi nuo trikampio aksiomos traktuoti kaip įrodymą, kad pradiniai panašumo įvertinimų duomenys netenkina santykių skalės. Tokią traktuotę lemia noras pasinaudoti išvystytu matematinio aparatu, o ne objektyvi eksperimentinių duomenų analizė.

Kad trikampio aksioma būtų tenkinama, reikia, kad du labai panašūs stimulai būtų maždaug vienodai panašūs į trečią. Tačiau panašumą suprantant įprastine prasme, tėvai gali būti vienas į kitą nepanašūs, o sūnus panašus ir į tėvą, ir į motiną. Galima nubrėžti tarpinę figūrą, panašią į dvi pradines, viena į kitą nepanašias, figūras. Tokių fi-

gūrų panašumo įvertinimai, kaip rodo mūsų atlikti eksperimentai, trikampio aksiomos netenkina.

Į svarbų atstumų modelio trūkumą atkreipė dėmesį F. Atnyvas (4). Stimulų matmenys, sąlygojantys jų panašumą, nėra tie patys visiems stimulams. Nevienodas ir jų skaičius. Pavyzdžiui, medžio relevantiniai matmenys, be abejonės, skiriasi nuo namo matmenų. Vienas stimulus gali turėti tik jam būdingų požymių, kurių kitas stimulus neturi.

Stimulo n -jai koordinatei negalima priskirti jokios apibrėžtos reikšmės, jeigu jos negalima prasmingai interpretuoti. Vadinasi, įvairius stimulus reikia vaizduoti skirtingose psichologinėse erdvėse, o ne tos pačios erdvės skirtingose vietose. Tačiau, sudarant tiek nemetrines, tiek metrinės daugiamatės skales, skirtingi stimulus visada atvaizduojami toje pačioje metrinėje erdvėje.

Atstumo modelių variantai

Visais minėtais argumentais neįrodoma, kad panašumo duomenų atvaizdavimas metrinėje erdvėje yra nepagrįstas. Atstumo modeliai negali būti universalūs panašumo įvertinimų interpretavimo įrankis, bet neracionalu jų atsisakyti tose srityse, kuriose duomenys nuo metrikos aksiomų reikalavimų nukrypsta minimaliai.

Ne kiekviena metrika vienodai tinka interpretuoti panašumo įvertinimams.

Palyginti bendra yra Minkovskio metrika:

$$d(x,y) = \left[\sum_{i=1}^n (x_i - y_i)^r \right]^{1/r}. \quad (3)$$

Kai $r=2$, gaunama euklidinė metrika, o kai $r=1$, – Hemingo metrika.

Jei $r \rightarrow \infty$, iš (3) lygties gaunama dominavimo metrika:

$$d(x,y) = \max_i (x_i - y_i).$$

Dažniausiai stimulų panašumo įvertinimai atvaizduojami euklidinėje erdvėje, tačiau euklidinė metrika ne visada atitinka eksperimentinius duomenis.

Knygos „Matematinė psichologija“ (8) autoriai teigia, kad I. Pavlovo nervinių procesų teorijai galima taikyti euklidinę metriką, nes pagal šią teoriją jaudinimas nuo centro sklinda visomis kryptimis.

Mūsų nuomone, reikia kalbėti ne apie euklidinės metrikos ir I. Pavlovo teorijos atitikimą, bet apie jų suderinamumą. I. Pavlovo generalizacijos proceso samprata neprieštarauja prielaidai, kad stimulų panašumo įvertinimus galima atvaizduoti euklidinėje erdvėje. Tačiau, vadovaujantis šia teorija, negalima teigti, kad psichologinė erdvė būtinai yra euklidinė.

K. Lašlis ir M. Veidas (21) teigia, kad generalizacijos priežastis yra organizmo negebėjimas skirti stimulų relevantinių aspektų. N. Gutmanas teigia, kad bendras generalizacijos mažėjimas, t. y. reakcijos intensyvumo menkėjimas į vietoj etalono pateikiamą stimulą, yra lygus sumažėjimų pagal atskirus matmenis sumai. Šis generalizacijos modelis atitinka Hemingo metriką.

Pagaliau dominavimo metrika išplaukia iš K. Lašlio dominuojančios organizacijos principo. K. Lašlis (8) padarė prielaidą, kad sudėtingo stimulo sukeltas nervinis aktyvumas apibūdinamas dominavimo taisykle. Nerviniai procesai priklauso nuo vieno stimulo savybių ir nepriklauso nuo kitų. Dominavimo metrikos erdvėje atstumas tarp dviejų taškų yra lygus didžiausiam koordinačių skirtumui. Vadinasi, K. Lašlio principas atitinka dominavimo metriką tik tuo atveju, jeigu vienas iš stimulo aspektų dominuoja, o kitų stimulo aspektų reikšmė yra menka.

R. Šepardas (26), remdamasis savo tyrimais, priėjo prie išvados, kad panašumo erdvė neturi pastovios metrikos. Telkiant dėmesį tai į vienus, tai į kitus stimulo aspektus, metrika kinta. Panašumo įvertinimai, jei dėmesio objektas pastovus, atitinka Minkovskio metrikos variantą. Jis užima

tarpinę padėtį tarp euklidinės ir Hemingo metrikų. Jei matmenys integraliniai, panašumo erdvės metrika artėja prie euklidinės, o jei matmenys atskiriamieji (seperable) – prie Hemingo metrikos.

Matyt, metrikos adekvatumą panašumo įvertinimams lemia stimulų tipas. F. Atnyvo duomenimis (3), euklidinė erdvė tiksliau atspindi integralinių matmenų stimulų panašumą, o Hemingo metrika – lengvai atskiriamų matmenų stimulus. F. Atnyvo nuomonei pritaria V. Torgersonas, V. Garneris ir kiti autoriai.

Integraliniai ir atskiriami matmenys skiriasi ne tik stimulų panašumo įvertinimu. Jei matmenys koreliuoja, tai integralinių matmenų stimulai yra greičiau klasifikuojami negu stimulai, kurie skiriasi tik vienu matmeniu. Atskiriamų matmenų stimulai sukelia vienodo greičio reakcijas.

Jeigu vienas matmuo yra relevantinis, tai, klasifikuojant stimulus, į kitą nereikia atsižvelgti. Tačiau jei stimulai integralinių matmenų, tai pastebima interferencija, t. y. nerelevantinio matmens neigiamą įtaka klasifikacijai. Jei stimulai atskiriamų matmenų, – interferencija nepasireiškia.

Matmenų integralumą arba atskiriamumą lemia tiriamojo amžius (30). Taikant tą pačią klasifikavimo metodiką, pastebėta, kad vaikų tyrimo rezultatai iš esmės skiriasi nuo suaugusiųjų. Tyrimo duomenimis, vaikų stimulų matmenys yra integraliniai. Matyt, vaikų stimulų panašumo įvertinimai dažniau atitinka euklidinę erdvę negu suaugusiųjų. Deja, tai tik prielaida, eksperimentiškai šis reiškinys, atrodo, netirtas.

Sukant koordinačių ašis, apibūdinančias matmenis euklidinės metrikos erdvėje, atstumas tarp taškų nekinta: Todėl V. Garneris (13) teigia, kad, atvaizduojant stimulus euklidinėje panašumo erdvėje, matmens sąvoka nėra tokia reikšminga kaip atstumo sąvoka. Hemingo panašumo erdvėje atstumai negali apibūdinti stimulų panašumo, jeigu matmenys neidentifikuoti. Mat atstumai tarp taškų keičiasi, sukant koordinačių ašis. Atstumas pastaroju atveju nėra labai svarbus, nes subjektas realiai suvokia tik matmenis.

V. Garnerio nuomone, pirmiausia įvertinamas integralinių matmenų stimulų panašumas, o vėliau identifikuojami matmenys. Jeigu stimulų matmenys yra atskiriami, situacija priešinga. Pirmiausia nustatomi matmenys, tik tada vertinamas jų panašumas.

Atstumo funkcija Hemingo metrikos erdvėje ir stimulų skirtingumo funkcija, išplaukianti iš informacijos integracijos pastovių svorių vidurkio modelio (equal weighted averaging model), sutampa. Pastarąjį modelį pateikia N. Andersonas (2) informacijos integracijos teorijoje. Andersono nuomone, įvairūs stimulo aspektai formuojasi į visybiską suvokimą pagal paprastas taisykles: adityvinę, multiplikacinę ir t. t.

Remiantis N. Andersono informacijos integracijos teorija, dviejų stimulų tų pačių matmenų skirtumo subjektyvūs įvertinimai gali būti integruojami pagal vidurkio modelį į bendrą stimulų skirtingumo įvertinimą. Kad būtų galima integruoti, stimulų matmenys turi būti lengvai skiriami. Integralinių matmenų stimulų panašumas ir skirtingumas vertinamas visai kitaip. Mat tokių stimulų matmenys pradinėje vertinimo stadijoje neidentifikuojami.

Vidurkio su kintamais svoriais modelis skiriasi nuo Minkovskio erdvių aibei priklausančio atstumo modelio. Pastebėta (22), kad giminystės sąvokų panašumo ir skirtingumo įvertinimas pagal vidurkio su kintamais svoriais modelį yra kur kas adekvatesnis už įvertinimą pagal atstumo modelius, tenkinančius Minkovskio metriką.

Atvaizduojant empirinius duomenis metrinėse erdvėse, gresia pavojus klaidingai transformuoti pradinį įvertinimą. Kad nebūtų iškraipomi tie duomenys, neužtenka patikrinti, ar jie tenkina tris metrikos aksiomas. Kiekviena metrika turi savo sąlygas, į kurias taip pat reikia atsižvelgti.

Visas minėtąsias metrikas galima apibendrinti adityviąja skirtumo metrika (5;18). Atstumo funkcija šioje metrikoje išreiškiama lygtimi

$$d(x,y) = F\left(\sum_{i=1}^n f_i |x_i - y_i|\right). \quad (4)$$

Empiriniai duomenys, netenkinantys šios metrikos, netenkina ir jos variantų (euklidinės, dominavimo, Hemingo ir kitų metrikų).

Iš (4) lygties matyti, kad sąveikos tarp skirtingų matmenų nėra. Eksperimentiniai tyrimai parodė, kad neretai ši subjektyvių įvertinimų sąveika gana ryški. Pavyzdžiui, buvo nustatyta (18), kad dviejų stačiakampių panašumas kinta, jei, nekeičiant formos, jie vienodai didinami, mažinami. Kuo stačiakampiai didesni, tuo mažiau panašūs.

Kai kuriuos atstumo modelių, kaip panašumo įvertinimo matų, trūkumus galima sumažinti. Pavyzdžiui, pagal K. Kramhanslį (19) galima padaryti prielaidą, kad stimulų panašumas (skirtingumas) yra ne tik atstumų tarp taškų metrinėje panašumo erdvėje funkcija, bet ir taškų erdvinio pasiskirstymo tankio funkcija.

Vienamačiai stimulai tiksliau atskiriami tuose intensyvumo diapazonuose, kur stimulų yra tankiau (6). Tikėtina, kad analogiškas dėsnis galioja ir panašumo įvertinimams. Tokiu atveju panašumo funkciją galima išreikšti (19) šitaip:

$$S(x,y) = f(d(x,y) + kg(x) + mg(y)); \quad (5)$$

čia $d(x,y)$ – atstumas tarp taškų panašumo metrinėje erdvėje, $g(x)$ ir $g(y)$ – erdvinio taškų pasiskirstymo tankio matas x ir y stimulų aplinkoje, k ir m – koeficientai, rodantys tankio įtaką stimulų panašumo įvertinimams, f – monotoniškai mažėjanti funkcija.

Tokio tipo panašumo funkcija galima paaiškinti identiškų stimulų panašumo įvertinimų nevienodumą: nuokrypį nuo metrikos minimalumo aksiomos, asimetriškumą, kai kurią konteksto įtaką įvertinimams. Tačiau šia modifikuota panašumo funkcija negalima aiškinti panašumo įvertinimų nuokrypio nuo trikampio aksiomos.

K. Kramhanslio nuomone, atstumo modeliai gali tą nuokrypį paaiškinti. Nuokrypių atsiranda, jeigu pirmos stimulų poros, pavyzdžiui, a ir b , panašumas priklauso nuo vienos matmenų grupės, o antros stimulų poros, pvz., a ir c , – nuo kitos matmenų grupės ir t. t. Du stimulai yra panašūs, jei

egzistuoja panašumo erdvės projekcija į mažesnio matmenų skaičiaus erdvę, kurioje mažas atstumas tarp stimulų. Atstumas tarp stimulų a ir b gali būti mažas vienoje projekcijoje, tarp stimulų b ir c – kitoje, o tokios projekcijos, kurioje mažas atstumas būtų tarp b ir d, iš viso gali nebūti.

Suprantama, metrinėse erdvėse atvaizduojant netenkinančius metrikos reikalavimų panašumo įvertinimus, pradiniai duomenys transformuojami.

Kiti modeliai

A. Tverskis pasiūlė stimulų panašumo įvertinimo modelį, nepriklausantį nuo metrikos sąlygų. Pagal šį požymių modelį stimulų panašumas yra bendrų ir skirtingų požymių matų tiesinė funkcija. Kuo stimulai turi daugiau bendrų požymių, tuo yra panašesni, o kuo daugiau skirtingų požymių, tuo skirtingesni.

Kai kurie stimulai tiksliau apibūdinami kokybiškai skirtingų požymių aibe negu kiekybiniais matmenimis. Vertinant tokių stimulų panašumą, požymių modelis yra adekvatesnė priemonė už daugiamačių skalių procedūras. Požymių modelis gali paaiškinti kai kuriuos empirinius panašumo įvertinimų faktus: asimetriškumą, konteksto įtaką, bendrų ir skirtingų požymių vaidmenį, skirtingumo ir panašumo ryšį.

Stimulų, kurių požymiai apibūdinami kiekybiškai, panašumui vertinti šis metodas netinka. Mat sunku nustatyti, ar objektai turi tą patį, ar skirtingus požymius. Tarkime, du objektai yra raudonos, bet skirtingo sodrumo spalvos. Kyla klausimas, ar objektų spalva kokybiškai skirtinga, ar ne. Apibendrintą požymį skaidant į atskirus komponentus, gebama įvertinti požymių skirtingumą. Tačiau kažin ar visada įmanoma požymį skaidyti į kokybiškai skirtingus elementus.

Pagal klasifikacinį panašumo modelį (29) stimulų panašumas priklauso ne tik nuo jų pačių savybių, bet taip pat nuo bendros klasės ir universumo stimulų skaičiaus. Kuo didesnė bendra klasė, tuo stimulai skirtingesni. Kuo didesnis universumas, tuo didesnis panašumas.

Nėra metodų, kuriuo būtų galima vienareikšmiškai nustatyti universumo apimtį. Visų šalių, visų muzikos instrumentų, visų augalų rūšių aibės gali būti universumo pavyzdžiai. Bendrai klasei būtinai priskiriami abu stimulai, kurių panašumas yra vertinamas. Yra daug galimybių rinktis dviejų stimulų bendrą klasę. Jei, pavyzdžiui, vertinamas Švedijos ir Norvegijos panašumas, tai bendra klasė gali būti Europos, Šiaurės Europos, Skandinavijos šalys.

Klasifikacinis ir požymių modeliai plečia panašumo įvertinimą, kaip psichinių procesų tyrimo metodo, galimybes. Vis dėlto, jei stimulai priklauso tai pačiai natūraliai objektų klasei, t. y. jei yra nustatinėjamas objektų percepcinis panašumas, geriau taikyti turinio arba atstumo modelius.

Panašumo ir skirtingumo ryšys

Daugumas tyrėjų teigia (16;32), kad tarp stimulų panašumo ir skirtingumo įvertinimų yra tiesinė priklausomybė:

$$aS_{ij} + D_{ij} = \text{const}; \quad (6)$$

čia S_{ij} ir D_{ij} yra stimulų panašumo ir skirtingumo įvertinimai, a – pastovus koeficientas.

Manoma, kad ryšys tarp stimulų panašumo ir skirtingumo yra toks pat, kaip tarp stiprumo ir silpnumo, drėgnumo ir sausumo, ir t. t. H. Eisleris mano (9), kad garso stiprumas ir silpnumas tenkina (6) lygybę. A. Tverskio, F. Atnyvo, J. Hosmano ir T. Kiunepeso, taip pat mūsų atliktais eksperimentais nustatyta, kad kai kurių stimulų panašumo ir skirtingumo įvertinimai taip pat tenkina (6) lygybę.

Baigiant reikia pasakyti, kad nėra universalaus panašumo įvertinimo modelio, vienodai gerai apibūdinančio įvairių stimulų panašumą. Negalima teigti, kad vieni modeliai yra tinkami, o kiti ne, neatsižvelgiant į stimulų tipą. Ne visada įmanoma iš anksto numatyti, koks panašumo įvertinimo modelis labiau atitiks eksperimentinius duomenis. Adekva-

čiausi modeliai renkami iš anksto atikus smulkia empirinių duomenų analizę.

Žinoma, įvairių panašumo modelių teorinis bei eksperimentinis pagrįstumas nėra vienodas. Pavyzdžiui, remiantis lyginamąja atstumo ir turinio modelių analize, matyti, kad pirmenybę dažniausiai reikia atiduoti atstumo modeliams.

Vilniaus V. Kapsuko universitetas
Psichologijos katedra

Įteikta
1982.01.15

LITERATŪROS SĄRAŠAS

1. Anderson N. H. Functional measurement and psychophysical judgment. - Psychol. Rev., 1970, vol. 77, p. 153-170.
2. Anderson N. H. Algebraic models in perception. - In: Handbook of Perception / Ed. by E. C. Carterette, M. P. Friedman. New York, 1974, vol. 2, p. 215-298.
3. Attneave F. Dimensions of similarity. - Amer. J. Psychol., 1950, vol. 63, p. 516-556.
4. Attneave F. Perception and related areas. - In: Psychology: a Study of Science / Ed. by S. Koch. New York, 1962, vol. 4, p. 619-659.
5. Beals R., Krantz D. H., Tversky A. Foundations of multidimensional scaling. - Psychol. Rev., 1968, vol. 75, p. 127-142.
6. Birnbaum M. N. Using contextual effects to derive psychophysical scales. - Percept. Psychophys., 1974, vol. 15, p. 89-96.
7. Carroll J. D., Wish M. Multidimensional perceptual models and measurement methods. - In: Handbook of Perception / Ed. by E. C. Carterette, M. P. Friedman. New York, 1974, vol. 2, p. 391-447.
8. Coombs C. H., Davies R. M., Tversky A. Mathematical Psychology. An Elementary Introduction. - New York, 1970.
9. Eisler H. Empirical test of a model relating magnitude and category scales. - Scand. J. Psychol., 1962, vol. 4, p. 101-104.

10. E i s l e r H., E k m a n G. A. A mechanism of subjective similarity. - *Acta Psychol.*, 1959, vol. 16, p. 1-10.
11. E i s l e r H., R o s k a m E. C. Multidimensional similarity. I. - *Acta Psychol.*, 1977, vol. 41, p. 1-46.
12. E k m a n G. A. Direct method for multidimensional ratio scaling. - *Psychometrica*, 1963, vol. 28, p. 33-41.
13. G a r n e r W. *The Processing of Information and Structure*. - New York, 1974.
14. G o l d m e i e r E. Über Ähnlichkeit bei gesehenen Figuren. - *Psychol. Forsch.*, 1936, Bd 21, S. 146-208.
15. G r e g s o n R. A. M. A comparative evaluation of seven similarity models. - *Brit. J. Math. Stat. Psychol.*, 1976, vol. 29, p. 139-156.
16. J u n g e K. *Some Problems of Measurements in Psychophysics: a Theoretical Study*. - Oslo, 1966.
17. J u n g e K. Generalization of the E i s l e r - E k m a n similarity function. - *Percep. Mot. Skills*, 1977, vol. 45, p. 616-618.
18. K r a n t z D. H., T v e r s k y A. Similarity of rectangles: an analysis of subjective dimensions. - *J. Math. Psychol.*, 1975, vol. 12, p. 4-34.
19. K r u m h a n s l C. I. Concerning the applicability of geometric models to similarity data: the interrelationship between similarity and spatial density. - *Psychol. Rev.*, 1978, vol. 85, p. 445-463.
20. K ü n n a p a s T., K ü n n a p a s U. On the relation between similarity and ratio estimates. - *Psychol. Forsch.*, 1973, Bd 36, S. 257-265.
21. L a s h l e y K. S., W a d e M. Pavlovian theory of generalization. - *Psychol. Rev.*, 1964, vol. 53, p. 72-87.
22. L o p e s L. I., O d e n G. C. Comparison of two models of similarity judgment. - *Acta Psychol.*, 1980, vol. 46, p. 205-234.
23. P o d g o r n y P., G a r n e r W. R. Reaction time as measure of inter- and intraobject visual similarity. Letters of the alphabet. - *Percept. Psychophys.*, 1979, vol. 26, p. 37-52.

24. Richards M. W. Multidimensional psychophysics. - Psychol. Bull., 1938, vol. 35, p. 659-660.

25. Schulte D. Feldabhängigkeit in der Wahrnehmung. Ein methodenkritischer Beitrag zur differentiellen Psychologie. - Meisenheim, 1974.

26. Shepard R. N. Attention and metric structure of the stimulus space. - J. Math. Psychol., 1964, vol. 1, p. 54-87.

27. Shepard R. N. Metric structures in ordinal data. - J. Math. Psychol., 1966, vol. 3, p. 287-315.

28. Sjöberg L. Models of similarity and intensity. - Psychol. Bull., 1975, vol. 82, p. 191-206.

29. Sjöberg L., Thorslund C. A. Classificatory theory of similarity. - Psychol. Rev., 1979, vol. 40, p. 223-247.

30. Smith L. B., Kemler D. G. Levels of experienced dimensionality in children and adults. - Cognit. Psychol., 1978, vol. 10, p. 502-532.

31. Torgerson W. S. Multidimensional scaling: theory and method. - Psychometrika, 1952, vol. 17, p. 401-419.

32. Tversky A. Features of similarity. - Psychol. Rev., 1977, vol. 84, p. 327-352.

33. Артемьева Е. Ю. Психология субъективной семантики. - М.: МГУ, 1980.

МОДЕЛИ ОЦЕНКИ СХОДСТВА

В. Мартишюс

Резюме

В статье предлагается анализ оценок сходства стимулов использовать для исследования индивидуальных особенностей психических процессов, Дан критический анализ предложенных разными авторами моделей многомерного шкалирования сходства. Большое место занимает рассмотрение соответствия экспериментальных данных оценок сходства условиям метрики. Показано, что модели расстояний и контент-модели имеют серьезные недостатки, ограничивающие их применение. Кроме

того, обсуждаются свободные от требований условий метрики модель признаков и классификационная теория сходства. В конце статьи кратко рассматривается связь между оценками сходства и различия стимулов.

MODELS OF SIMILARITY JUDGMENT

V. Martišius

Summary

Analysis of stimulus similarity judgment is suggested to be used for the research of individual peculiarities of psychical processes. Critical discussion of the existing models of multidimensional scaling of similarity is reported. It is concluded that distance and content models have serious shortcomings limiting their application. The feature model proposed by A. Tversky and the classificatory theory which makes no dimensional or metric assumption are discussed. The author adheres to a statement that judgments of similarity and difference are complementary.