رویکردهای نوین آموزشی
دانشکدۀ علوم تربیتی و روانشناسی دانشگاه اصفهان
سال پنجم، شمارۀ پیاپی ۱۱، بهار و تابستان ۱۳۸۹
ص ۱۳۰-۱۰۹

کاربرد آزمون آرایشت صادفی روابط منظم فرضش ده برای تبیین اعتبار مدل ششضلعی هالند در ساختار رغبت‌های شغلی دانشجویان دانشگاه اصفهان

مهدی کبریزاده* دانشجو کارشناسی ارشد مشاوره دانشگاه اصفهان
Mail: m_mamt1363@yahoo.com
محرم درخشاب دی، دانشیار گروه مشاوره دانشگاه اصفهان
ایران باغبان‌استادیار گروه مشاوره دانشگاه اصفهان

چکیده

هدف پژوهش حاضر بررسی کاربرد آزمون آرایشت صادفی روابط منظم فرض شده، برای اعتباریابی مدلهای مبتنی بر ارائه‌نظم در روابط طبیعی نمونه‌ها می‌باشد. برای ارایه نمونه ای از کاربرد این روش، مدل ششضلعی تیپ شناسی شغلی هالند انتخاب و با اجرای فرم رجحان به مشاغل سی‌اهه کروی فردی در نمونه‌ای ۳۰۰ نفری از دانشجویان دانشگاه اصفهان، اعتبار آن در مقایسه با رغبتهای شغلی جامعه دانشجویی دانشگاه اصفهان مورد آزمون قرار گرفت. همخوانی بالسیاری از مطالعات بین فرهنگی گریبنا این نتایج بدست آمده، مدل هالند از اعتبار ساختاری مناسبی در بین ساختار رغبته‌ای شغلی دانشجویان دانشگاه اصفهان برخوردار بود(CI=۰/۷۱؛ P=۰/۰۲). این نتایج همچنین بر شواهد روایی ساختار درونی رجحان‌های مشاغل سیاهکه روی فردی تأکید نمود. کاربردهای منحصر به فرد، مزایا، و محدودیت‌های این روش و همچنین برخی پیشنهادات پژوهشی و قسمت بحث و نتیجه‌گیری مطرح شده است.

واژه‌های کلیدی: آزمون آرایشت صادفی روابط منظم فرض شده، ساختار رغبته‌ای شغلی؛ روایی ساختاری؛ فرم رجحان به مشاغل سی‌اهه کروی فردی؛ مدلهای سرکوپل کس؛ مدل ششضلعی هالند.

---

*نویسنده مسئول

مقدمه

تقریباً همه ابزارهای روانسنجی سعی بر درلگوی سنجش خود ازی‌ـک ساخ‌تارنظـری خـاص پی‌روی می‌کن‌ند کـه هنگـام‌سلیت فاده از آن در مطلاع‌ـات و کاربرده‌ـای‌ـین فرهنگ‌ـی، بل‌ـابت‌ـدا ساخ‌تار نظری م‌بنای آن مورداعت‌بارلیب‌ی وتأییدق‌رارگی‌رد تا بتوان به نتاج آن‌اب‌زار اع‌تماد کرد. ازطرف‌ی، در مطلاعات‌کاشاف‌ی‌نی‌ت هل‌الات نی‌ادی از سوی پژوهشگران بـه شنل‌ـایی و سـاخ‌تار ب‌ندی‌ع‌وام‌ل و مؤلفه ها دروتوصی‌ف‌تبیی‌ن، وپی‌ش‌ری‌ن‌ی پی‌ده های گوناگون فردی‌ـاجت‌ماع‌ی، نشان داده می‌شود، که در م‌جموع همه‌ـی‌ـن م‌ـس‌ال اه‌ـی‌ـتان‌تخ‌ـاب روشـهای آم‌ـاری‌ق‌ـب‌ـر در سنجش م‌دلها (اع‌ـم از روش ه‌ـای‌ـب‌تن‌ـب‌ـر روی‌ک‌ـرد‌کل‌تشاف‌ی‌ـی‌ـلیی‌ـل‌ـدی) ران‌ـشان م‌ـی ده‌ـد. ه‌مچ‌ی‌ن، متاسفان‌ب‌س‌ی‌اری از آزمونهای مهم‌ب‌دون توجه باعت‌بارلیب‌ی مدل ساخ‌تاری نی‌ربنای آن درک‌شور ما موردس‌ل‌تفادق‌رار می‌گی‌رد که‌ی‌ن می توانلمن‌جرب‌تک‌ی‌ه کردن‌ی‌ت‌ص‌ی‌ح‌گ‌ـوف‌تن بر اساس اطلاع‌ـاتب‌ـی‌ـن‌ـارش‌ـود. م‌ـدلهای‌نظ‌ـری‌ـی‌ـاعمل‌ـی‌ص‌رف‌نظراز‌ت‌ع‌ـداد مؤل‌ـف‌ـه‌ـای پی‌شنهادی، درک‌ـی‌ـی‌ـت های ساخ‌تاری‌گوناگون‌ی ارائه می شوند. برای‌مث‌ـال، هاگ‌ـان[1] (۱۹۸۳) ابی‌ـن دو دسته از م‌دلهای ساخ‌تاری‌ت‌ـل‌ـاز‌ق‌ـال م‌ـش‌ـود: م‌ـدلهای‌ع‌امل‌ی[2] و م‌ـدلهای‌س‌ـرک‌ـومپل‌کس[3]، م‌دلهای‌عامل‌ی بری‌شنهاد معقول‌ت‌ی‌ن عوامل‌ی‌ت‌رم‌ک‌ـزدارن‌ـد(که‌ع‌ل‌ـب از عوام‌ـل متعام‌ـد، وی‌ـا ساخ‌تار ساده‌تش‌ک‌ی‌ـل شده‌اند)، اما م‌دلهای‌س‌ـرک‌ـومپل‌کس‌ص‌رف‌نظر از‌ت‌ع‌ـداد عوام‌ـل‌ب‌ـر تعی‌ـی‌ـن ساخ‌تار ه‌ـا‌ی‌ـره ای‌ـی‌ـن‌ـی‌ـت‌ـی‌ـرهت مرکز دارند، در حال‌ی که ممکن‌ل‌ت هر کدام ازی‌ن ساختارهای ه‌ـاره‌ای از چ‌ند بعدی‌ا عامل مکن‌ـو‌ـتش‌ک‌ی‌ـل شده بل‌ـند. در م‌ـدلهای‌س‌ـرک‌ـومپل‌کس‌رواب‌ـط‌ـین مؤلفه های در یک ساخ‌تار دایره ای نشان داده می‌شود، که در آن م‌یزان‌ف‌اص‌ل‌ب‌ین مؤل‌ـف‌ـه‌ـی‌ـا عوام‌ل بر اساس م‌یزان‌م‌ب‌ستگی و ارتباط‌ب‌ین آنها، درسط‌ح یک ه‌ـاره‌ای م‌ـش‌خص م‌ـی‌ـش‌ـود. ب‌نابراین‌رواب‌ط‌ب‌ین مؤلفه ها یا عوام‌ل مجاورب‌ی‌ش‌تر ازاب‌ط‌ب‌ین مؤلفه های م‌تناوب(یکی در میان) یا دور تر، واب‌ط‌ب‌یرابع‌ادم‌تناوب‌ب‌ی‌ش‌تر ازاب‌ط‌ب‌یرابع‌اد دورتر‌ل‌ت. بسته به تعداد مؤلفه هـی‌ـا ع‌وام‌ل این م‌دلها، این‌ل‌گوی روابط، به ه‌م‌ین نحو تا روابط‌ب‌ین مؤلفه های م‌عکوس، ادامه دارد، بدین نحو که هر چه تعداد گامهای‌ب‌ین مؤلفه ها افزوده شود، از م‌یزان‌اب‌ط‌ه آنها کاسته‌ش‌ـدی‌ـا

1 -Hogan
2 -factor model
3 -circumplex model

روابط آن ها بس م ت ضری ب من فی ج ک ت می‌ک‌ند. برای الی ن بارنگات من[1] (۱۹۵۴، به‌نق‌ـل از تی‌سی[2]، ۲۰۰۲)اصط لاح‌س رکوپل کس را برای این م دلهلپی‌ـشنهادک‌ـرد. از مهت‌ـرین فوی‌ـدی‌ـن م دلها، مخص وصا درحی طه م‌ـشاوره مس یرش‌ـغلی[3] می ت‌ـوان بـه ارائـه لگ‌ـوی من‌عطف ت‌ـری در سنجش رغبتها (یا سایر متغیرها) اشاره کرد(تی‌سی و ون دز[4]، ۱۹۹۶؛ تی‌سی، ۱۹۹۷، ۲۰۰۲)ب‌ـرای مثال‌پ‌ردیگر ووانسی‌ک‌ل[5] (۱۹۹۲) در مطالعات‌فوات‌حلی‌ل خود، وجود دو بعد مکنون در ساخ‌تار دایره شش‌تی‌پی هلند را نشان دادند(بعد اول: افراد/اشیا[6]، بعد دوم: داده‌ها/انی‌شه ما[7])بع‌ـلاوه، تی‌ـسی(تی‌ـسی ورون‌ـدز، ۱۹۹۵، ۱۹۹۶؛ تی‌ـسی، ۱۹۹۷، ۲۰۰۲) در مطالع‌ـاتفوات‌حلی‌ـل خ‌ـوب‌ـر ساخ‌تار رغبتهای‌ش‌غلی، متوجش دند که واریانس رغبتهای‌ش‌غلی با ۸عام‌ل به‌تر از ۶ هل تبی‌ین می شود. ازط‌رفی، نتایج مطالعات بر ساخ‌تار رغبتهای‌ش‌غلی نشان داد که ساخ‌تار رغبتهای‌ش‌غلی ی‌ـره ای‌ش‌ک‌ل‌س‌ـتب‌ـرای‌ـهث‌ـال؛ تی‌ـسی ورون‌ـدز، ۱۹۹۵، ۱۹۹۶، ۱۹۹۳؛ داوی‌ـسی[8]، ۲۰۰۵؛ س‌ورکو[9]، ۲۰۰۸؛ ه‌دی‌ح[10]، ۲۰۰۸؛ فاگ‌ی، تریلت‌ـی‌ـن، و لودتـک[11]، ۲۰۰۹)ب‌ـرس‌ـاس م‌ضامی‌ن برخاسته از ساخ‌تار ی‌ـره‌ای، تعداد مؤلفه‌ها مه‌ـنی‌س‌ـتب‌ـلکه مکـان و تی‌ـبـق‌ـرارگی‌ـری ی‌ـن مؤلفه‌ها الگو وتی‌ـی‌ب چن‌ـی مؤلفه‌ها)، مهم می باشد . بر این اساس گر تع دالب‌ـعاپی‌ـشنهادی برای رغبتهاخت‌یاری و بسته بـه مـدف پژوه‌ـشگر خواه‌ـلب‌ـود(تی‌ـسی ورون‌ـدز، ۱۹۹۵، ۱۹۹۶؛ تی‌سی، ۲۰۰۲). تی‌سی(تی‌سی و رن دز، ۱۹۹۶؛ تی‌سی، ۲۰۰۲) باتل فیق مدل هلندپ‌ردیگر، م‌ـدل ‌تی‌پی، و بعپرست‌یژ، ساختاری کروی[12] (بت‌ثی ل ازک‌ـره زم‌ـین) رب‌ـرای‌غب‌ـت ه‌ـای‌ش‌غل‌ی پی‌شنهادک‌ردند. درلا گویی‌پی‌شنهادی تی‌سی برای سنجش رغبتهای‌ش‌غلی بر اساس مدل کروی، سه روشتف‌س‌یری ارای‌ه می‌شود(برای‌اط لاع‌ی‌ش‌تر مراج‌عف‌رمیلی د به‌کب‌ـرزاده‌عاب‌ـدی، باغ‌بان، ۱۳۸۸). در مه‌م‌تی‌ن روش، تی‌سی سه‌لا گوی ۴ (افراد،شیا، داده‌ها، و انی‌شه‌ها)، ۶ش‌ش تی‌ـپ

1 -Guttman
2 -Tracey
3 -career counseling
4 -Rounds
5 - Prediger & Vansickle
6 -people/things
7 -data/ideas
8 -Darcy
9 -Sverko
10 -Hedrih
11 - Nagy, Trautwein, & Lüdtke
12 -spherical structure

هلاندی)، و ۸ (شت تی پ تیس ی بلکی ریلیشن هاد م یک ند. وی بی شنهاد م یک ند در م واردی که نتاج پلس خ های آزمودن یت ها زک م یبی ن ی طه هلا تی پ های م تفاوت ن شان م ی ده د، از لاگ وی ۴، وقت ی که ی ن ت ها ز ن ی اد باشد، از لا گوی ع ی ا لکی (بسته به ش ت ت م ی از) ل ت فاد ش ود. همانطور که ادراک م ی شود، ی ن لا گوی تفس ی ری بر خ لاف لا گو های ن ی گر م ث ل ت کن ی م ص رف بر لا گوی ع ی هلاندی بر اساس ساخ تار شش ضل ع ی) ان عطاف پ ی ش تری را از خود ن شان م ی دهد. برای مثال، ممکن ل ت نتاج پلس خ های آزمودن ی نشان دهد که آزمودن ی ب ی ن ود ت ی پ مج اور مدل هلاندت ها زی ادراک نکرده ل ت مسل ما، درچ ی ن مورد ن م ی ت وان ب ر پا ی من م رات ج دا گانه در هرم ی اس از ع م ی اس هلاندی بلفس ی ر نتاج پرداخ ت بل که پا ی د طبقه ب ن دی ه ای کل ی تری در نظر گرفته شود(برای مثال، ن م رات آزمودن ی درم ی اس ها ی اف راد، ش ی ا، داده ها، وی ا انش ه ها). از ن ی گر فوا ی د م دلهای س ر کوپل کس، همانطور که درس طور قبل ی ه م ش ار ش د، م ی توان به ان عطاف پ ی ری در تعداد مؤلفه های آن اشاره کرد، ب ی ن نحو که پژوه ش گران ن ابر اهداف خاص خود م ی توان ند تعداد مؤلفه های تفاوت ی را در مدل س ر کوپل کس در نظر گ ی رند که ی ن ان عطاف م ی تواند به انجام پژوهشهای مختل ف بر اساس ی ک م دل ب ک م ک ن ی ادی ب کن د. گات م ت م ی ن ی ن دو ن وع م دل س ر کوپل کس ر ی ش نهاد م ی کن د: ا ی ن د س ته از م دل ها که چرخ ش ی[1] ن ام ده م ی شوند، فاصل ل مساوی ب ی ن ت ع ر ها در حول ی ک ساخ تار ها ره ای ت ع ی ف م ی شوند، و دو ی ن گروه که مدل های شب س ر کوپل کس[2] ن ام ده م ی شوند، تنه ب ل ی ک آ ی ش ها ره ای ان ت ع ر ها و بدون ی ش رف ض ت ساوی فاصل قرار گ ی ر ی ت ع ر ه ا ت ع ی ف م ی ش وند. لا گوی کل ی روابط برای هر دو نوع س ر کوپل کس م شابه ل ت. در ت ع ی ن م دلهای س ر کوپل کس باید از روشهایی ل ت فاده شود که ع لاوه ب ر رسی روابط ب ین مؤلفه های یک مدل، نظم ت ی ب ق رار گ ف تن آنها ران یز مورد آزمون ق رار دهد. از ط ف ی ه ر ت ع ی ن ا ب ار ه ر ک دام از دو م دل س ر کوپل کس با ا ب زار و روش م تن ل ب با آن ل ت فاده ش ود (ت ی س ی، ۲۰۰۰) در ت ع ی ن ب ر ازش ا ین م دلها، غ ل ب از ر ی کردهای کلاس ی مث ل روش های آماری م قیاس سازی چن د ب ع د ی[3] (در

1 -circulant
2 -quasi-circumplex
3 -multi dimensional scaling

روی کرد تأییدی از این روش استفاده می‌شود). تحلیل عوامل اصلی[1] و تحلیل مؤلفه‌های اصلی[2]؛ و روی کردهای تأییدی مثل روش مدل یابی معادلات ساختاری[3] استفاده می‌شود. این روشها هر کدام مزایایی دارند: روش های تحلیل عوامل اصلی و تحلیل مؤلفه‌های اصلی با وجود درگیر بودن با مسئله عامل کلی[4] که باعث سوگیری در نتایج می شود (تیسی ورون دز،۱۹۹۳)، نمی‌توانند شاخص آماری معتبر را در ارتباط با برازش مدل ارائه دهند؛ روش مقیاس سازی چند بعدی که تا حدی شبیه با دو روش فوق است نقص مربوط به وجود عامل کلی را ندارد ولی با نابر نتایج هوبرت آراب، و ملی من[5] (۱۹۹۸)، این روش برتری خود را نشان دادن الگوی خوشه ای سوگیری دارد، به همین دلیل استفاده از آن توسط پژوهشگران مختلف می‌تواند نتایج متفاوتی ارائه دهد. هوبرت آراب (۱۹۸۷) به‌منظور ارائه یک آزمون آماری مناسب‌تر، «آزمون آرایش تصادفی روابط منظم فرض شده[6]» را ارائه کردند که برگرفته از تحلیل تجزیه و تحلیل داده‌های دوتایی هوبرت آراب (۱۹۸۷) بود. آزمون آرایش تصادفی الگوی های منظم فرض شده در واقع نوعی روش تأییدی برازش هر الگوی فرض شده از الگوی های منظم فرض شده، با هر ماتریکس مانند ماتریکس داده‌های دوتایی یک ماتریکس همبستگی). اگر چه روش مدل یابی معادلات ساختاری می‌تواند شاخص برازش مدل در اختیار ما بگذارد، ولی بطور کلی روش مارش تصادفی مزایای بیشتری دارد که از جمله آن می‌توان به عدم نیاز به رعایت پیش فرض خاص دارت باری مدل اشاره کرد (تیسی، ۲۰۰۰). این مدلها تجزیه و تحلیل داده ها در اروپای مدلهای سرکوپل کس در ساختار رغبتهای شغلی برای مثال، تیسی، ۲۰۰۲؛ تاک[7]، ۲۰۰۴؛ هدی ح، ۲۰۰۸؛ ناگی، تیوات وین، لودتک، ۲۰۰۹)، خودکارآمدی شغلی (برای مثال، تیسی، ۲۰۰۲؛ داوس ی، ۲۰۰۵، هدی ح، ۲۰۰۸)، وابطبی ن فردی (برای مثال، تیسی، ۲۰۰۵؛ تراپ من و همکاران[8]، ۲۰۰۹) به کار گرفته شده است. حالتهای

1 -principal factor analysis
2 -principal component analysis
3 -structural equation modeling
4 -General Factor
5 -Hubert, Arabic, & Meulman
6 -randomization test of hypothesized order relations
7 -Tak
8 - Traupman, Smith, Uchino, Berg, Trobst, & Jr

شده‌است. حالتهای موجود در این آزمون آنقدر است که آن را برای ارزیابی‌های از الگوهای منظم فرض شده کافی دانسته‌اند (تی‌سی، ۲۰۰۰). این روش در هر دو نوع مدلهای سرکوپل کس کاربرد دارد. روش آزمون شرط‌صادفی در گام اول مستلزم مطرح‌کردن ماتریس بین‌های برخاسته از یک مدل است. در گام بعدی این آزمون مستلزم بررسی معناداری نظام‌های شرین‌ی شده در مدل آزمون شده‌است. آزمون آزمون تصادفی‌بازرش الگوهای نظم‌ی فرض شده روابط را با ماتریکس داده‌ها مشخص، و معناداری این بازرش را در ارتباط با بازرش همه جابجایی های ممکن ردیف ها و ستونهای ماتریکس داده ها می‌سنجد . آزمون آزمون تصادفی الگوی های منظم فرض شده، سطح معناداری دقیقی از تعداد شرین‌ی هایی که در ارتباط با داده ها پذیرفته شده‌اند در قالب توزیع فرضی[1] جابجایی تصادفی[2] ستونها و ردیف های ماتریکس داده ها، در اختیار می‌گذارد. این روش معنی‌داری یک شاخص همخوانی[3] برای استفاده در مقاصد تفسیری ارائه می‌دهد. این شاخص از فرمول زیر محاسبه می‌شود (ون‌دز، تی‌سی، و هوبرت، ۱۹۹۲).

$$CI = \frac{A-D}{A+D+T}$$

در این فرمول، A تعداد پیش‌بینی های حقیقی یافته[4]، D تعداد پیش‌بینی های رد شده[5]، و T تعداد پیش‌بینی های صفر یا مساوی[6] است (برای مثال، در صورتی که بر اساس الگوی پیشنهادی مدل، باید بین دو تیپ خاص بالاتر از ضریب همبستگی بین دو تیپ بگیر باشد، ولی در داده های به دست آمده این دو ضریب مساوی باشند یا جهت پیش‌بینی صفر یا مساوی در نظر گرفته می‌شود). شاخص همخوانی (که با علامت اختصاری CI مشخص می‌شود)، کمتر تیپ شرین‌ی های حقیقی یافته در برابر تیپ شرین‌ی های رد شده‌است، در

1 - null conjecture
2 -random relabeling
3 -correspondence index (CI)
4 -meet predications
5 -rejected predications
6 -tied predications

طیفی از ۱+ تا ۱- قرار می گیرد. عدد ۱+ نشان دهنده پیش برش همه ی شرایط برازش کامل[1] و عدد ۱- نشان دهنده رد همه ی شرایط است. مقدار CI=۰ نشان دهنده این است که ۵۰ درصد پیش بینی ها پیش برش و ۵۰ درصد پیش گرد می شوند، و مقدار CI=۰/۵ نشان دهنده این است که ۷۵٪ پیش بینی ها پیش برش و ۲۵٪ پیش گرد می شوند. این آزمون، همچنین یک سطح معناداری (P) را نیز در اختیار می گذارد که نشان دهنده احتمال رخداد تعداد فعالیت است که در مجموعه کل جایگشت های تصادفی، تعداد پیش بینی های تحقق یافته مساوی یا بیشتر از تعداد پیش بینی های تحقق یافته در الگوی ارایه شده توسط مدل است. در این شاخص، مقادیر بالاتر از ۰/۰۵ (P >=۰/۰۵) نشان دهنده برازش ضعیف و عدم قابلیت قبول است.

نمونه ای از تجزیه و تحلیل آماری با روش آزمایش تصادفی روابط من ظرفرض ش ده:

روش گام برداری تصادفی به وفور در آزمون برازش الگوی کاره ای مدل شش ضلعی هلند (۱۹۹۷، به نقل از اسپوکان[2]، ۲۰۰۵) بکار رفته است. هلند این شش تیپ شغلی را مطرح کرد که عبارت اند از: واقع گرا[3]، جست جو گر[4]، هنری[5]، جتماعی[6]، تهوری[7]، و قراردادی[8] (از این به بعد، جهت اختصار تیپ واقع گرا با حرف «و»، جست جو گرا با حرف «ج»، هنری با حرف «ه»، اجتماعی را با حرف «ا»، تهوری را با حرف «ت» و تیپ قراردادی با حرف «ق» نشان داده خواهد شد) فارر و شاتکین (۲۰۰۷)؛ برون و لنت (۲۰۰۵) توصیفات هر یک از این شش تیپ را ارایه کرده اند. در سطور زیر چکیده ای از این توصیفات ارایه می شود.

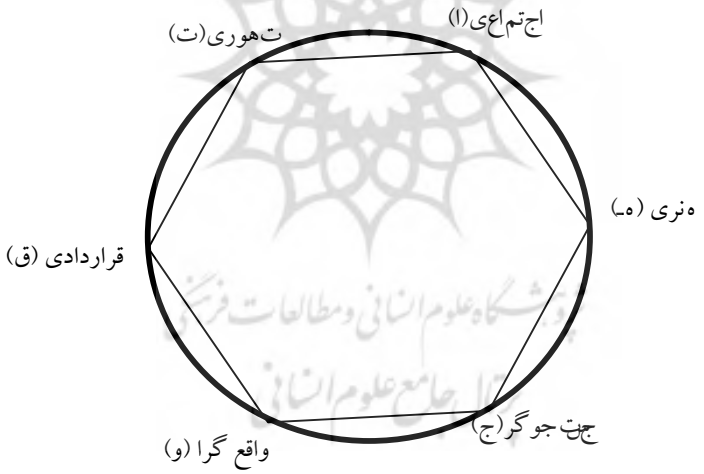
واقع گرا (و): این افراد با ویژگی هایی همچون پیرو، رک گو، واقع گرا، منطقی و اهل عمل، مادی گرا، عادی، به نجار، مزاج، کارآمد، وفاق دارد ابهام شناخته می شوند. این افراد همچنین بیشتر خشک و بی انعطاف خود پس ند، و غیر اجتماعی هستند. این تیپ بیش تر از کاپا

1 -perfect fit
2 - Spokane
3 -realistic
4 -investigative
5 -artistic
6 -social
7 -enterprising
8 -conventional

اب زار، مثل یراف زار، و کارهای فی زیکی لذت م یب ـرد بی ش تر ام ـور عن ـی و راه ح له ـای عمل ـی را ترجی ح می دهد. م شاغ ل م تنل ب با این تی پ شامل م ـشاغ فن ـی م ث ـل، م کان یـک) وال کترونی ک ـی م ث ل، برق کار) م ـی ش ـود. جست جو گر (ج): دارای یژ گ ـی ه ـایی ه م چون تحلیل گ ـر، هوش ـیار و م حتاط، نع قد، چ ند جنبه ای ک نج کاو، م تق ل، عقلانی، درون نگر بد ب ین ک مرکز بب عد تاری ـک م سا ل)، بلد ق ت، کنار گ یر، بی تکل ـف، وک ـم آوازه م ـی باش ـند ب رای ب ـژوهش یاد گ یری، و چالش های هوشی ارزش یش تری قایل ند. از اندیشه ها و افکاران تزاع ـی ل ـذ ت ب ـرده و راه ح له ـای ابتکاری رب رای م سا ل مطرح می ده ند. م شاغ ل عل می (برای مث ـال، پژوه ـشگر، نوی سنده عل م ـی، کارشناس فن ـی) از رجحانهای ش غلی این تی پ سم ت ند. ه نری (ه ـ): افرادی پیچ یده، بی نظم، ع اط فی و ه یجانی، با مهارت خوا ب رازی ق ـوی، آرما نگرا ب ـ ق ـوی تخی ـ ل ق ـوی، غ یرعمل گ ـرا، شهودی، م تفاوت، م بتکر، ح ساس، وس یار من عط فی سم ت ند کب ـه م ـشاغ ل هن ـری مث ـل ب ـازیگری، نقاش ـی، مج سمه سازی، و امثال آن گ رایش یش تری نشان می ده ند. اجتماعی (ا): از یژ گ ـی های ی گ ـری ه مچون ف رازگرا یی شرونده، اه ل همکاری ص بور ص یم می، بخ ش نده، کمک کن نده، آرمانگرا، ه م ـدل مهرب ـان، م تقاع ـل کث ـن ـده، م ـسؤول، ج م ـع گ ـرا بان اک ـ ت، و در ک کث ـن ـده برخ ـوردار سم ت ند. ارتباط با افراد را ی ب ـر ارتباط با شی ا و مث ی ن ها ترجی ح می دهن ـد. ته ـوری (ت): یژ گ ـی های ی گ ری ی ز دارند: ی اد طل ب، م خاطر طل ب و اه ـل ی ـ سک س ـ از گار بل ن ـ پ ـرواز مس ـل طه طل ب، پران رژی، خودن ما، ی جان طل ب، برونگرا، م تملق، خوش ی ن، با اع تماد به نفس، جمع گ ـرا، و پر حرف. مشاغل م تنل ب با ل ن ی پ یش ترب ـ ا ح ـوزه ه ـای ک س ب وک ـار و منل ـ ب ق ـ درت در ارتباط س ل ت ق رارداد ی (ق): این افراد مع مولا ب ـا یژ گ ـی ه ـایی ه م چون، حت ـاط پی ـرو وظی فه شناس، کارآمد، مطیع ف رومان بر، م نظم پاف شار و مصر، عملگرا، و صرفه جو می باش ـند. از ط ف ـی این افراد از ق وت تخی ل ضعی فی برخوردارند و در خود ابرازی ه یجانی یا عاط فی مح ـدود سم ت ند و ه مچ ین د ب رابرتغی یرات اسلوب های خودن عطاف م حدودتری دارند. این افراد برای ح ی ط های وس ی قابلی ت تبیشت ری دارند. و از انجاف عالیتهای ساختارم ند و قاعده م ند لذت می ب رند.

هل نلسعت قد بود که ی ن ش ن ی پ در ارتباط با هم بر روی ک ساخ تار شش ض ل ع ی ق ـرار م ی گ ی رند رون دز و ت یس ی (۱۹۹۳) ی ن ساخ تار را در ق ل ب ی ک ی ک ل ره نشان داده اند .نظ ـم م ـدور

تیپ های شش گانه درشکل ان داده شده است. بر طبق مدل هلند ضریب همبستگی بین تیپ های مجاور[1] (ا ه ,ه ـ ج ,ج و , و ق ,ق ت ,ت ه ـ) بایدبیش تر از ضریب همبستگی بین تیپ های متناوب[2] (ا ج , ه ـ و ,ج ق ,و ت ,ق ه ـ ,ت ه ـ) و معکوس[3] (ا و ,ه ـ ق ,ج ت)، و ضریب همبستگی بین ابعاد متناوب بایدبیش تر از ابعاد معکوس باشدش واهد نیادی دربرازش مدل شش تیپی هلند با ساختار رغبتهایش غلیگ زارش شده است، برای مثال: تیسی (۲۰۰۲) در ساختار رغبتهای دانشجویان آمریکا (CI=۰/۸۹، P=۰/۰۲)؛ داوسی (۲۰۰۵) ساختار رغبته ای هلندی دانشجویان ایرلندی (CI=۰/۷۸، P=۰/۰۲)، لانگ و همکاران (۲۰۰۵) دردانشجویان چین (CI=۰/۷۶، P=۰/۰۲)، تاک (۲۰۰۴) و دردانشجویانکره ای (CI=۰/۸۹، P=۰/۰۲)، و هدی ح (۲۰۰۸) دردانشجویاضربستانی (CI=۰/۹۳، P=۰/۰۲)، بایاسن حال، تیسی و رون دز (۱۹۹۵) درنتیجه یک مطالعه فراتحلیگ زارش دادند که مدل هلند در مقایسه با ساختار رغبتهایش غلین مونه های غیر آمریکایی، در مجموع برازش خوبی را نشان نداده است.



شکل ۱: طرح دایره ای مدل شش تیپی هلند به همراه حروف اختصاری معادل هریسن، ۱۹۹۷)

1 -adjacent types
2-alternate types
3 -opposite types

برای مثال، السوآ (۲۰۰۷) برازش مدل هلند با ساختار رغبتهای دانشجویان باسکو را ضعیف (P=۰/۰۳، CI=۰/۴۲) گزارش کرد. در ایران تاکنون مطالعه ای در این زمینه صورت نگرفته است. بر اساس آنچه بیان شد، سوال پژوهش حاضر این است که آیا ساختار تیپهای رغبتی شش گانه هلند با داده‌های بدست آمده از سنجش رغبت شغلی دانشجویان دانشگاه اصفهان برازش دارد؟

روش پژوهش

نمونه: ۳۰۰ نفر از دانشجویان دانشگاه اصفهان (۱۵۰ مرد با میانگین سنی ۲۲/۰۵ سال و انحراف استاندارد ۲/۱ در طیف سنی ۱۹ تا ۴۳ سال، ۱۵۰ زن با میانگین سنی ۲۱/۵ و انحراف معیار ۲/۴ در طیف سنی ۱۹ تا ۳۶ سال) به شیوه نمونه گیری تصادفی از تخلیه تصادفی ۱۲ گروه آموزشی از بین ۳۴ گروه، و از تخلیه تصادفی ۱ کلاس از بین تمام کلاس های موجود در آن گروه انتخاب شدند.

ابزار: در این پژوهش از فرم رجحان به مشاغل حرفه ای کرو فرد استفاده شد. این آزمون از ۱۰۸ عنوان شغلی تشکیل شده که برای هر یک از آنها تعریفی ذکر شده است. آزمودنی ها باید رغبت خود به هر یک از عناوین شغلی را با انتخاب عددی از ۱ (به شدت تمایل دارم) تا ۷ (به شدت علاقه مندم) مشخص نمایند. این آزمون از سه جزء تشکیل می شود که در این پژوهش فقط از جزء رغبت آن استفاده، و پنج مقیاس اصلی آن یعنی واقع بینانه، جستجوگر، هنری، اجتماعی[1]، مدیریتی، محاسباتی را می سنجد. یک نمره کلی از شش مقیاس رغبت فوق نیز قابل محاسبه است. روایی و پایایی این آزمون در کشورهای مختلف مورد بررسی قرار گرفته است. برای مثال، کرو فرد (۱۹۶۵) پایایی آزمون را با روش بازآزمایی ۲ هفته ای برای نمونه ای از دانشجویان مرد گزارش کرد که ضرایب همبستگی از ۰/۷۱ برای مقیاس واقع بینانه تا ۰/۸۷ برای مقیاس اجتماعی متغیر بود. همچنین، همبستگی بین مقیاس های آزمون و کلیه زیرمقیاس های آزمون شغلی کاتل، طبیعت/محیط های بیرونی، هنری، و یاوری)، شش مقیاس اصلی رغبت های شغلی هلند، و عوامل شخصیت و داده ها/ایده های پیشگر، را می سنجد (کرزاده، عابدی، باغبان، ۱۳۸۸) پایایی تمام مقیاس های آزمون را بالاتر از ۰/۷۰ گزارش کرده است. وی روایی مقیاس های آزمون را به روش روایی سازه (همگرا و واگرا)، و روایی ملاک همزمان، از طریق روش ضریب همبستگی

1 -social facilitating, management, business details, data processing, mechanical, nature/outdoors, artistic, helping

میانگین اسهای رجحان سنج تحریکی وشغلی هالند (یزدی و حسینیان،۱۳۷۵) مورد ارزیابی قرار داده شد. در این مطالعه، ضریب پایایی میانگین اسهای با استفاده از روش محاسبه همسانی درونی با ضریب آلفای کرونباخ بالاتر از ۰/۷۰ (min=۰/۷۱؛ max=۰/۹۰؛ m=۰/۸۲؛ SD=۰/۰۵) مشاهده شد.

روش تجزیه وتحلیل داده‌ها: در این پژوهش از نوع مطالعه همبستگی استفاده شد که با تکیه بر آزمون آرایش تصادفی روابط منظم فرض شده، به بررسی و تجزیه و تحلیل ضریب همبستگی بین نمره‌های شش گانه پرسشنامه اعتبار ساخت اری مدل هالند بر اساس نتایج این تجزیه و تحلیل می‌پردازد. برای انجام محاسبات آزمون آرایش تصادفی، از نرم‌افزار راندال[1] (تی‌اس‌ای،۱۹۹۷) استفاده شد.

یافته‌ها

میانگین، انحراف معیار همبستگی بین نمرات میانگین اس های شش گانه هالندی رغبت‌های دانشجویان دانشگاه اصفهان در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱: ضریب همبستگی بین میانگین اس های شش گانه هالندی در دانشجویان دانشگاه اصفهان

	و	ج	ه	ا	ت	ق
و	۱					
ج	۰/۵۱	۱				
ه	۰/۱۷	۰/۴۰	۱			
ا	۰/۱۵	۰/۵۳	۰/۵۲	۱		
ت	۰/۳۴	۰/۳۸	۰/۲۳	۰/۵۳	۱	
ق	۰/۷۶	۰/۲۶	۰/۰۲	۰/۰۸	۰/۵۱	۱

در گام اول پایداری شاخص‌های برخاسته از ساخت ار نظری مدل مشخص گردید. جدول ۲ نشانگر تمامی شاخص‌های ممکن بر اساس ساخت ار مدل‌شناسی هالند است. در جدول ۲، علامت «<» نشانگر پیش‌بینی کوچک‌تر بودن و علامت «=» نشانگر پیش‌بینی مساوی بودن است. برای مثال، همبستگی بین ابعاد واقع‌گرا و جست‌وجوگر (و جایی که گرایش به همبستگی بین ابعاد واقع گرا و هنری (و ه) است چون دو بعد اول مجاور و دو بعد دومی متناوب‌اند. چون

1 -randall

در آزمون آرایش تصادفی روابط منظم فرض شده، برای مقایسه‌ی اب طب یل ابعاد مشابه (همجوار با همجوار، متناوب با متناوب، و یا متعکوس با متعکوس) پیش‌بینی‌ای صورت‌تن می‌پذیرد، خانه‌های رمت بط لبلب عاد مشابه با علامت(=) پر شده‌ملت. اگر چه در روش آرایش تصادفی واب‌ط مساوی مورد آزمون قرارن می‌گی‌رند، اما با توجه به آزمون سایپ‌یشرین‌ی ماپ‌یشرین‌ی مای مربوط به روابط مساوی‌نیزکن‌ترل می‌شونلب نابراین خدشه‌ای بلعت‌بار این روش واردن میش‌ود (تی‌سی، ۲۰۰۲).

جدول ۲: پیشرینی‌های بخاس‌تفاز س‌اختارن‌ظری م‌دل شش‌ریپی هلن‌د

	و ج	ج ه‌	ه‌ـا	ا ت	ق ت	ق و	ه‌ـ و	ا ج	ه‌ـ ت	ا ق	ت و	ق ج	ا و	ج ت	ه‌ـ ق
ج و	=	=	=	=	=	=									
ه‌ـ ج	=	=	=	=	=	=									
ه‌ـ ا	=	=	=	=	=	=									
ا ت	=	=	=	=	=	=									
ق ت	=	=	=	=	=	=									
ق و	=	=	=	=	=	=									
ه‌ـ و	<	<	<	<	<	>	=	=	=	=	=	=			
ا ج	<	<	<	<	<	>	=	=	=	=	=	=			
ه‌ـ ت	<	<	<	<	<	>	=	=	=	=	=	=			
ا ق	<	<	<	<	<	>	=	=	=	=	=	=			
ت و	<	<	<	<	<	>	=	=	=	=	=	=			
ق ج	<	<	<	<	<	>	=	=	=	=	=	=			
ا و	<	<	<	<	<	>	>	>	>	>	>	>	=		
ت ج	<	<	<	<	<	>	>	>	>	>	>	>	=	=	
ه‌ـ ق	<	<	<	<	<	>	>	>	>	>	>	>	=	=	=

خانه‌های خالی جدول ۲، نشان دهنده‌ی شرین‌ی‌های تک‌راری‌ست‌ند. دنی‌جه برس‌اس ساخ‌تار نظری مدل‌ش‌ی‌های هل‌ند ۷۲پی شرین‌ی وجود خواهد هش‌ت.

در گام بعدی، در آزمون آرای شرصادفی‌ب‌روی می‌شود که چه تعداد ازای‌نپی شرین‌ی ما تأیید می شوند. ماتی کس ضریاب ممتگ‌ی ارائه شده در جدول ۱ باس‌تفاده از نرافزار راندال (تیس‌ی ورون دز، ۱۹۹۷) آزمون شد. دری‌ن روش، تمام حالات لحت مالات مک‌ن در مقاسه ضریاب ماتی کس ممبستگ‌ی‌ب‌روی می‌شود تا جایی که تگ‌ر ی‌پ‌لحت م‌الب‌روی‌ن‌شده‌ای باقی‌ن ماند. بری‌ن اساس، برای‌ی ک مدل با تعتخ‌ری‌ا مؤلفه، تعدادک‌ل‌ب‌روی‌ی‌هل‌رابر خواهد بود با ۷۲۰=!۶.

در نتاجگ‌زارش شده توس‌ط نرافزار راندال، از م‌جموع ۷۲پی شرین‌ی، ۶۱ م‌ورت‌یلی‌د، ۱۰ مورد رد، و ۱ مورد یااب‌طب‌رابر (مساوی) محاسبه شد. دنی‌جه، شاخص ه‌مخ‌وانی (CI)، در این پژوهش‌ب‌رابر بود با ۷۱/. بر اساس این شاخص،۸۵٪ پیش‌ری‌نی های برخ‌استه از مدل‌با داده-های‌ب‌ه‌دس‌ت آمده از سنجش رغ‌بتهای‌ش‌غلی‌دانش‌جو یاندانش گاه‌اصف‌هان‌ب‌رازش داردس‌طح مع‌ناداری آزمون‌گ‌ملش تصادفی‌ی برای مدل مورب‌روی‌ی‌واب‌ب‌وب‌ا ۰/۰۲ (۰/۰۲=P [۱])، که نشان می‌دهد تعدادف‌عات رد شدنپی شرین‌ی ها به طور مع‌ناداری‌ک‌م‌تاز تع‌دادف‌عات‌ی‌س‌ل‌ت که تحت شرای‌ط پ‌ف‌رش فرض ص‌فر (H_0) موردان‌تظارس‌ل‌ت. پس‌ف‌رض ص‌ف‌ر ردش‌دبن‌ابری‌ن مدل‌ب‌رازش مع‌ناداری با داده ه‌ا هش‌ت که نشان‌دهن‌دماهت‌بار م‌دل هل‌ند در س‌اخ‌تار رغبته‌ای دان‌شجی‌ان‌دانش گاه‌اصف‌هان بود.

ب‌حث و نتی‌جگ‌ی‌ری

با توجه به اهمیتی که روش‌های آماری‌مت‌بر برای‌ک‌تشاف و تبی‌ی‌ن‌اری‌اب‌ی م‌دلهای مختل‌ف ع‌ی‌طعل‌وم‌ف‌تاری(اعم از م‌دلهای‌عاملی وس‌رکمپل کس)دارند،ای‌ن پژوهش با ه‌دف مع‌ن‌ی روش آزم‌ون آرای‌ش ت‌صادفی‌واب‌ط م‌نظم‌ف‌رض‌ش‌دب‌ه‌منظ‌ور تبی‌ی‌ن‌اری‌اب‌ی م‌دلهای س‌رکمپل کس (م‌دلهایی که قابل‌ب‌ه‌ک‌ش فرضیه‌ایی درب‌اره‌ل‌گوه‌ای م‌نظم درواب‌ط‌بی‌ن

۱- یعنی دربی‌ش از ۷۱۵ م‌ورد از بروی‌های‌ان‌جام شده (از مجموع ۷۲۰ م‌ورد م‌م‌کن)پی شرین‌ی‌های برخاسته از م‌دل RIASECمالن‌د درماتری‌ک‌س ضرای‌ب‌ه‌بستگی ب‌دس‌ت آمده‌زا سن‌ج‌ش رغبتهای‌ش‌غ‌لی‌ان‌دانش‌جویان دانشگ‌اه‌اصف‌هان تشکی‌ل شده‌اس‌ت

مؤلفه های مدل شناسی صورت پذیرفت. به این منظور نتایج اندازگیری رغبتهای شغلی دانشجویان دانشگاه مختلف، با استفاده از فرم رجحانی مشاغل سیاهک رویکردی برای سنجش اعتبار مدل هلند، با نرم افزار راندال مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج بدست آمده، ۶۱ مورد از ۷۲ نمونه ی بررسی به عمل آمده توسط مدل هلند (کد گاه کدی د به جدول ۲)، در مقایسه با داده های بدست آمده از اندازگیری رغبتهای شغلی دانشجویان دانشگاه اصفهان (کد گاه کدی د به جدول ۱) تأیید، ۱۰ مورد رد، و ۱ مورد من جر به رابطه مساوی شد بن ابرمقدار بدست آمده برای شاخص مخوانی (CI=۰/۷۱)، ۸۵٪ نمونه های بررسی هایی برخاسته از ساختار نظری مدل شش وجهی هلند در مقایسه با داده های بدست آمده از سنجش رغبتهای دانشجویان دانشگاه اصفهان تأیید و ۱۵٪ باقی مانده رد شده اند. به عبارت دیگر، با توجه به سطح معناداری ۰/۰۲ (P=۰/۰۲)، با اطمینان ۹۸٪ می توان بیان کرد که ۸۵٪ واریانس متغیرات در رغبتهای شغلی دانشجویان دانشگاه اصفهان، توسط الگوی ارایه شده در مدل شش وجهی هلند قابل توصیف و تبیین، و پیش بینی بدست آمده جهت انگیزش خوب مدل با ساختار رغبتهای شغلی دانشجویان دانشگاه اصفهان می باشد. بر این اساس، می توان پذیرفت که ساختار پیش ساخته ی رغبتهای شغلی دانشجویان دانشگاه اصفهان از الگویی دایره ای تبعیت می نماید. این یافته نشان می دهد که نتایج سنجش تیپ های شغلی شش گانه هلند را می توان با الگوی ارایه شده توسط هلند (۱۹۹۷، به نقل از اسپوکان، ۲۰۰۵) مورد تفسیر و تعبیر قرار داد. از سویی نتایج این پژوهش نشان داد که ساختار رغبتهای شغلی دانشجویان ایرانی مشابه با ساختار رغبتهای شغلی دانشجویان آمریکایی بدست آمده در بسیاری از یافته های پیشنهادات مدل هلند در برنامه مداخلات و پژوهش های مشاوره مشغلی و مشاوره تحصیلی دانشجویان ایرانی قابل تعمیم و کاربرد است. یافته های این پژوهش همچنین نشان داد که فرم مشاغل سیاهک رویکردی، توانایی سنجش رغبتهای شغلی دانشجویان دانشگاه اصفهان را متناسب با مدل شش وجهی هلند دارد. این نتیجه همخوان با نتایج بررسی از پژوهش های قبلی (برای مثال، تریسی، ۲۰۰۲؛ تاک، ۲۰۰۴؛ داویس، ۲۰۰۵؛ و هدی، ۲۰۰۸) بر صحت و اعتبار ساختاری مدل شش وجهی هلند در مطالعات بین فرهنگی افزود. از آنجا که مدل هلند با توجه به نتایج بدست آمده از کاربرد

رجحان به مشاغل سیاهک روی فردی مورد تأیید قرار گرفت، پس نتایج این پژوهش نشان داد که می تواند بر حمایت های بین المللی از تجار و کفایت ایالات در سنجش رغبت های شغلی بیفزاید. علاوه بر نتایج فوق، چنان که افته مهم دیگری از این پژوهش حاصل شد. همان طور که جدول ۱ نشان داد، غالب ضریب بتای اسهای شش گانه هلاندی در دانشجویان گاه اختلاف های مثبت و معنادار بود. البته این تفاوت ها مختص به نتایج پژوهش کنونی نیست بلکه در سایر مطالعات تبیین المللی نیز تکرار شده است (برایمث ال، تیسی، ۱۹۹۷؛ تاک، ۲۰۰۴؛ یانگ، استوک، و هی وای[1]، ۲۰۰۵؛ سیری دی و پلو[2] و همکاران، ۲۰۰۸). اما در هیچ یک از این مطالعات، وجود چنین ضریب بی مورد تعجب قرار نگرفته است. تنها داوسی و تیسی (۲۰۰۳) در مبحث وجود عامل کلی، تا حدودی به این موضوع پرداخته اند. توجه به این موضع از آن جهت مهم است که وجود ضریب ثبات و معناداری فرضیه را مطرح می سازد که هم خوانی در مدل هالند بیشتر برای پیش بینی سطوح بالاتر رضایت مندی موثر خواهد بود ولی این مدل نمی تواند پیش بینی کننده مناسبی برای نارضایت مندی و یا عدم رضایت شغلی باشد. اگر چه هالند (۱۹۹۷، به نقل از اسپوکان، ۲۰۰۵) معتقد است که وروی یک فرد به محیط شغلی ناهم خوان (مثلا ورود فردی واقع گرا به محیط شغلی اجتماعی) منجر به نارضایت مندی و افت عملکرد می شود، اما مطالعات تک نوشته های دیگر این ادعا را ثابت نمی دانند. به عبارت دقیق تر، رغبت به هر محیط می تواند تا حدودی از رضایت مندی را در سایر محیط ها پیش بینی نماید (جز در اب طه بین رغبت های هنری و قرارداد اجتماعی و قرارداد). فرضیه بتای دیگر این است که «غالب مردم از شغلشان راضی هستند» (تیک وهانسن، ۲۰۰۸؛ گات فردسون و وفی، ۲۰۰۸) گات فردسون و وفی (۲۰۰۸) برای تبیین این مسئله چنین نتیجه گیری کرده اند که غالب مردم هنگام ارضایت از کار شغلی با انتخاب آن همسو باز می گردند و بعد از انتخاب شغل خود رشد پیدا می کنند (تا حدی این نتیجه گیری صحیح است). اما این مسئله را طور دیگری هم می توان تبیین نمود: وجود عامل کلی در رغبت ها، که منجر به آن باسطح بالای مجموع نمرات تمام مقیاس های رغبت افزایش می یابد، می تواند پیش بینی کننده سازگاری بیشتر افراد با

1 - Yang , Stokes, & Hui
2 - Sidiropoulou

محیط های شغلی، و دنبال جه افزایش سطح رضایتمندی آنها باشد(مراجعه شود به تیس ۲۰۰۸). به طوری که آزمودنی های درمانی اسهای غیر تطابقی می باشند، علاوه بر وجود تفاوتهای پیشنهاد شده توسط محققان، توسط یک عامل کلی توصیف می شوند که سطح بالای این مراتب با سطح بالای مهارتها وقابلیتهای سازگاری شغلی، و سطوح پایین آن با نوعی ناسازگاری در محیط شغلی تداعی می شود. به عبارتی، در سطوح پایین مراتب کلی رغبت، مراتب مخوانی آن گونه که توسط محققان پیشنهاد شده است) به تر می توانند پیش بینی کننده رضایتمندی و نارضایتی شغلی باشند. این معناست که، برای مثال اگر فردی نمره کلی رغبت او پایین باشد ولی گویه های شناختی او، نشان دهنده تطابق خوب باشد، وجود محیط شغلی مخوان (برای مثال، بانکداری یا نویسندگی) می تواند پیش بینی کننده رضایتمند و عملکرد شغلی باشد، و عدم ورود به چنین محیطی می تواند پیش بینی کننده سطوحی از عدم رضایتمندی شغلی(نه نارضایتی شغلی) باشد، و وجود محیط غلی ناهمخوان برای مثال، کارمندان اداری با احوال) می تواند پیش بینی کننده فاصله تی شغلی باشد، و عدم ورود به محیط شغلی ناهمخوان می تواند پیش بینی کننده عدم نارضایتی شغلی باشد. در حالی که اگر نمره رغبت کلی آزمودنی بالا باشد، وقتی پروفایل رغبت او نمایی باشد، در این صورت ورود به محیط غلی همخوان تنها می تواند پیش بینی کننده سطوح بالاتر رضایتمندی باشد، در حالی که اگر محیط غلی ناهمخوان باشد، دیگر می توان نارضایتمندی شغلی را پیش بینی نمود، بلکه انتظار می رود این فرد در هر محیط غلی تواند خود و شرایط را با امکانات محیطی سازگار نموده و به سطوحی از رضایتمندی و همچنین عملکرد مطلوب شغلی دست یابد. البته این فرضیه نیازمند بررسی بیشتر است.

در ارتباط با کاربرد روش آرایش تصادفی این روش از محدودیتها و مزایای ویژه‌ای برخوردار است که قبل از کاربرد باید مورد توجه قرار گیرند: از محدودیتهای روش آزمون گذارش تصادفی می توان به دو مورد اشاره کرد: ۱- نرم افزار طراحی شده برای این روش (راندال) تنها برای مدلهای دارای ۴، ۶، و ۸ مؤلفه ای کاربرد دارد. اگر چه تیسی (۲۰۰۲) برای آزمودنی بار مدل کروی ۱۸ مقیاسی خود، امکان کاربرد ۱۸ مؤلفه ای را به آن افزود،

ولی کار با آن برای کاربران جذابیت دیگری چکن نده است. ۲- این روش در تحلیل داده های کیفی شافی مدل های تنه ایی کیفی تر می کند چون در اصل از یک روش تحلیل داده ای است (تی سی، ۱۹۹۷). با وجود این محدودیت ها، این روش آماری از مزایای قابل توجهی نیز برخوردار است: ۱- این روش می تواند محدودیت غلب روشهای آماری تحلیل ساختار را در اعتباریابی نظم و تئوری ساختاری یک مدل مرتفع سازد. ۲- این روش قادر به مقایسه ارزش یک مدل در دو یا چند جامعه را دارد (قابلیتی که در روش مدلیابی معادلات ساختاری مقدور نیست). ۳- با استفاده از این روش می توان داده های بدست آمده از چندین ابزاری که یک سری متغیرهای خاص را می سنجند مورد بررسی قرار داد تا بهترین و کاملترین ابزار برای سنجش یک مدل انتخاب کرد. ۴- در ارائه مدلهای ساختاری کوپل کس از این روش به عنوان یک روش تأییدی، استفاده های زیادی می توان نمود. این پژوهش چند محدودیت نیز داشت: ۱- نمونه تنها شامل دانشجویان دانشگاه اصفهان بود و این در حالی است پیشنهاد می شود در پژوهشهای بعد از نمونه های جامع تری (مثلاً دانشگاه هایی از شهرهای دیگر و یا حتی نمونه های دانش آموزی) استفاده شود. ۲- در این پژوهش تنها به بررسی مدل های ساختاری مدل ها بر ساخت تارغبت به عنوان یک متغیر وابسته پرداخته شد پیشنهاد می شود در پژوهشهای بعدی بار این مدل ها بر ساخت تار خودکارآمدی، توانایی، و غبت به عنای ن فعالیت و عنای ن دوی و همچنین بر ساخت تار انتظار نتایج در عنای ن شغلی نیز بررسی شود.

۳- در این پژوهش تفاوت بین رازش مدل ها ند با ساخت تارغبت به مشاغل دانشجویان دانشگاه اصفهان، به صورت کلی بررسی شد پیشنهاد می شود در پژوهشهای بعدی این بررسی به تفکیک جنسیت، گروه شهای تحصیلی، و مقاطع تحصیلی صورت تفکیکی پیشنهاد می شود. علاوه بر این، از این روش برای پیشنهاد مدلهای کوپل کس در زمینه های مختلف، می توان از این ابزار برای سنجش یک مدل بر ای تحقیقات آتی استفاده نمود. ابزارهای غبت سنجش حرفه ای مانند ابزار سنجش مدل شغلی هالند (ترانگ، حوش ناس و همکاران، ۱۳۸۵؛ فرم رجحان به مشاغل سیاهه کروی فردی (کربزاده و همکاران، ۱۳۸۸)، فرم رجحان فعالیتهای سیاهه کروی فردی، فرلت و همکاران، ۱۳۸۸) استفاده کرد. همچنین

پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های بعدی به بررسی دقیق‌تر فرضیه‌های بافت‌نیز نقش تعدیل‌کننده متغیرهای مرتبط با انگیزش تحصیلی (که در سطور قبلی بحث شد) بپردازند.

منابع

اکبرزاده، مهدی؛ عابدی، محمدرضا؛ باغبان، علیرضا. (۱۳۸۸). **انگیزش پیشرفت تحصیلی و پایایی فرم تجدیدنظر شده مشاغل سیاه کروی فردی دانشجویان دانشگاه اصفهان**، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، گروه مشاوره دانشگاه اصفهان.

حق شناس، علیرضا؛ عابدی، محمدرضا؛ باغبان، علیرضا. (۱۳۸۵). **انگیزش پیشرفت تحصیلی و پایایی پرسشنامه رغبت‌سنجی رانگ در میان دانش‌آموزان دوره متوسطه نظری حرفه‌ای، کار و دانش و دوره پیش‌دانشگاهی شهر اصفهان**، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، گروه مشاوره دانشگاه اصفهان.

فرشت، هادی؛ عابدی، محمدرضا؛ باغبان، ایران. (۱۳۸۸). **انگیزش پیشرفت تحصیلی و پایایی فرم فعالیت‌های سیاه کروی فردی دانشجویان دانشگاه اصفهان**، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، گروه مشاوره دانشگاه اصفهان.

Brown, S. D., & Lent, R. W. (2005). ***Career development and counseling: putting theory and research to work***: John Wiley & Sons, Inc.

Darcy, M. U. A. (2005). Examination of the structure of Irish students' vocational interests and competence perceptions. ***Journal of Vocational Behavior,*** *67*(2), 321-333.

Darcy, M., & Tracey, T. J. G. (2003). Integrating Abilities and Interests in Career Choice: Maximal versus Typical Assessment. ***Journal of Career Assessment,*** *11*(2), 219–237.

Dik, B. J., & Hansen, J.-I. C. (2008). Following Passionate Interests to Well-Being. ***Journal of Career Assessment,*** *16*(1), 86–100.

Farr, M., & Shatkin, P. D. (2007). ***O*NET Dictionary of occupational titles*** (4 ed.): JIST Works, an imprint of JIST Publishing, Inc.

Gati, I. (1991). The structural of vocational interest. ***Psychological Bulletin***, 109, 309-345.

Gottfredson, G. D., & Duffy, R. D. (2008). Using a Theory of Vocational Personalities and Work Environments to Explore Subjective Well-Being. ***Journal of Career Assessment****, 16*(1), 44–59.

Hedrih, V. (2008). Structure of vocational interests in Serbia: Evaluation of the spherical model. ***Journal of Vocational Behavior****, 73*(1), 13-23.

Hogan, R. (1983). A socioanalytic theory of personality. In M. M. Page (Ed.), Nebraska symposium on motivation *1982*. ***Personality: Current theory and research*** (pp. 55-89).Lincoln, NE: University of Nebraska Press.

Hubert, L., & Arabie, P. (1987). Evaluating order hypotheses within proximity matrices. ***Psychological Bulletin****,102*, 172–178

Hubert, L., Arabie, P., & Meulman, J. (1998). The representation of symmetric proximity data: Dimensions and classifications. ***Computer Journal****, 41,* 566-577

Nagy, G., Trautwein, U., & Lüdtke, O.(2009) The Structure of Vocational Interests in Germany: Different Methodologies, Different Conclusions. ***Journal of Vocational Behavior****, In Press, Accepted Manuscript*.

Olson, D. H., Gorall, D.M. & Tiesel, J. W. (2007) ***FACES IV Manual. Minneapolis,*** MN: Life Innovations

Prediger, D. J., & Vansickle, T. R. (1992). Locating occupations on Holland's hexagon: Beyond RIASEC. ***Journal of Vocational Behavior***, 40, 111–128.

Rounds, J. B., Tracey, T. J., & Hubert, L. (1992). Methods for evaluating vocational interest structural hypotheses. ***Journal of Vocational Behavior****, 40,* 239-259.

Schwartza, S. H., & Boehnke, K. (2004). Evaluating the structure of human values with confirmatory factor analysis. ***Journal of Research in Personality****, 38*, 230-255.

Sidiropoulou-Dimakakou, D., Mylonas, K., & Argyropoulou, K. (2008). Holland's hexagonal personality model for a sample of Greek university students. ***International Journal for Educational and Vocational Guidance****, 8*, 111–125.

Spokane, A. R., & Cruza-Guet, M. C. (2005). Holland's Theory of Vocational Personalities in Work Environments. In S. D. Brown & R. W. Lent (Eds.), ***Career Development and Counseling: Putting Theory to Practice*** (pp. 24-41). Canada: John Wiley & Sons, Inc.

Sverko, I. (2008). Spherical model of interests in Croatia. ***Journal of Vocational Behavior****, 72*(1), 14-24.

Tak, J. (2004). Structure of Vocational Interests for Korean College Students. ***Journal of Career Assessment****, 12*(3), 298-311.

Tracey, T. J. (2008). Moderators of the interest congruence-occupational outcome relation. ***International Journal for Educational and Vocational Guidance****, 7*, 37-45.

Tracey, T. J. G. (1997). The structure of interests and self-efficacy estimations: An expanded examination of the spherical model of interests. ***Journal of Counseling Psychology***, **44,** 32–43.

Tracey, T. J. G**.** (2000). Analysis of circumplex models. In H. E. A. Tinsley & S. D. Brown (Eds.), ***Handbook of applied multivariate statistics and mathematical modeling*** (pp. 641-664). San Diego: Academic

Tracey, T. J. G. (2002). Personal Globe Inventory: Measurement of the Spherical Model of Interests and Competence Beliefs. ***Journal of Vocational Behavior***, 60, 113–172.

Tracey, T. J. G. (2005). Interpersonal rigidity and complementarity**.** ***Journal of Research in Personality,*** *39*(6), 592-614.

Tracey, T. J. G., & Ropunds, J. (1995). The arbitrary nature of Holland's RIASEC types: Concentric circles as a structure. ***Journal of Counseling Psychology***, 42, 431–439.

Tracey, T. J. G., & Rounds, J. (1996). The spherical representation of vocational interests**.** ***Journal of Vocational Behavior,*** *48*, 3–41.

Tracey, T. J. G., & Rounds, J. B. (1993). Evaluating Holland's and Gati's vocational interest models: A structural meta-analysis. ***Psychological Bulletin***, 13, 229–246.

Tracey, T.J.G. (1997). RANDALL: A Microsoft FORTRAN program for a randomization test of hypothesized order relations. ***Educational and Psychological Measurement***, 57, 164-168.

Traupman, E. K., Smith, T. W., Uchino, B. N., Berg, C. A., Trobst, K. K., & Jr, P. T. C. (2009). Interpersonal circumplex octant, control, and affiliation scales for the NEO-PI-R. ***Personality and Individual Differences***.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی