

**Мр Живорад Миленовић<sup>9</sup>**

Учитељски факултет у Призрену – Лепосавић

**ФАКТОРСКА АНАЛИЗА У СТАТИСТИЧКОМ ПРОГРАМУ SPSS  
ПРИМЕНОМ НЕОРТОГОНАЛНЕ DIRECT OBLIMIN РОТАЦИЈЕ**

**Апстракт:** У раду је приказана факторска анализа која је у статистици познатија као техника намењена за смањивање броја података. Факторска анализа служи за идентификовање заједничке варијансе у скуповима варијабли и/или за идентификовање латентних димензија, односно фактора који се манифестују у низу варијабли. До сада је развијен велики број техника факторске анализе. Најчешће се примењује техника анализе главних компоненти. Она подразумева интервални ниво мерења али и нормалну дистрибуцију променљивих. Факторска анализа није појединачна већ скуп више различитих техника које имају неке заједничке особине. Технике факторске анализе разликују се према начину рада и нивоу мерења. Најчешће се деле на методе екстракције фактора који дају корелиране резидуале и на факторску анализу у ужем смислу која даје некорелиране резидуале. Да би се лакше схватила и разумела, факторска анализа је у овом раду приказана на примеру практичне примене неортогоналне (косе) Direct Oblimin ротације у статистичком програму SPSS. Њена примена подразумева оцену прикладности података за факторску анализу, издвајање фактора применом Кајзеровог, Кателовог критеријума и ротације и тумачења фактора. Резултати истраживања добијени факторском анализом: Кронбах-алфа коефицијент, Кајзер-Мејер-Оклинов (КМО) показатељ и Бартлетов тест сферичности, показују оправданост факторске анализе и адекватности узорка. А одређују и број фактора који се издвајају.

**Кључне речи:** факторска анализа, Direct Oblimin ротација, неортогонална ротација, коса ротација, ортогонална ротација.

**Уводно објашњење**

Под факторском анализом се подразумева више различитих али сродних техника. У зависности од начина на који се спроводе, ове технике се деле у две групе. Прву чине анализе главних компоненти, а другу анализе заједничких фактора. Због велике сличности међу њима, у истраживању се често употребљавају једна уместо друге. Обе доводе до мањег броја линеарних комбинација првобитних променљивих на начин који задржава и/или објашњава главнину варијансе (променљивости) у структури корелација. Без обзира на то, разлике међу њима постоје по више основа. То зато што се у анализи главних компонената, првобитне променљиве трансформишу у мањи скуп линеарних комбинација, уз коришћење свих

<sup>9</sup> [zivorad.milenovic@pr.ac.rs](mailto:zivorad.milenovic@pr.ac.rs)

---

варијанси у променљивима. Поред тога, у анализи заједничких фактора оне се процењују помоћу математичких модела, а анализира се само заједничка варијанса.

Факторска анализа се битно разликује од других статистичких техника и метода. Она није намењена за тестирање хипотеза. Њоме се не утврђује да ли се једна група статистички значајно или не разликује од друге? Заснована је на смањивању количине података. Факторском анализом се најпре анализира велики скуп променљивих, а затим се тражи начин да се ти подаци сажму помоћу мањег броја фактора. То се постиже тако што се траже групе у међукорелацијама скупа променљивих. Факторском анализом се дакле, идентификује мали скуп фактора који представља унутрашње везе у групи повезаних променљивих. Да би се то постигло, потребан је скуп корелираних непрекидних променљивих.

Могућности примене факторске анализе су бројне. Најчешће је употребљавају истраживачи који се баве развојем и вредновањем тестова и скала. Започиње се великим бројем питања и појединачних променљивих (тврдњи) скале. Потом се скала пречишћава, тако што јој се сажимају променљиве, са циљем да се добије мањи број усаглашених променљивих у подскалама. На тај начин се факторском анализом мноштво повезаних променљивих своди на мањи број тврдњи. Тиме скала постаје подесна за бројне анализе. Најчешће су вишеструка регресија или мултиваријантна анализа варијансе са више од две променљиве.

### **Ток факторске анализе**

Главне компоненте факторске анализе су: фокусирање проблема, конструкција корелационе матрице, одређивање метода факторске анализе, одређивање броја фактора, ротација фактора, интерпретација фактора, рачунање факторских скорова и одређивање ваљаности модела. Факторска анализа се спроводи у три корака. Они су: (1) оцена прикладности података за факторску анализу, (2) издвајање фактора и (3) ротација и тумачење фактора. У оквиру другог корака (издвајање фактора) примењују се Кајзеров и Кателов критеријум, али и паралелна анализа.

*Оцена прикладности података за факторску анализу.* При утврђивању прикладности неког скупа за факторску анализу, потребно је дати одговоре на два основна питања: (1) величина скупа и (2) јачина везе између променљивих. Узорак истраживања треба да буде што већи. То зато што су код малих узорака коефицијенти корелације између променљивих мање поуздани и подложни су променама у зависности од узорка. Количник који се углавном препоручује је 10 опсервација за сваку променљиву. Овај однос није увек исти и мења се у зависности од приступа појединих истраживача. Ипак, најмањи однос при коме се ради факторска анализа не би

требао бити мањи од пет опсервација за сваку променљиву. Да би факторска анализа била оправдана, треба да буду задовољени Бартлетов тест сферичности (Bartlett, 1954) и Кајзер-Мејер-Оклинов (КМО) показатељ адекватности узорка (Kaiser, 1970). Да би се то постигло, Бартлетов тест сферичности треба да је значајан на нивоу  $p < 0,5$ , а КМО показатељ да поприма вредности између 0 и 1, при чему се вредност 0,6 препоручује као најмањи износ који је прихватљив за добру факторску анализу.

*Издавајање фактора.* Врши се на основу више критеријума. Они су: (а) критеријум карактеристичне вредности (карактеристична вредност је износ варијансе у оригиналним променљивама који је повезан са одређеним фактором; по овом критеријуму задржавају се само фактори чија је вредност већа од 1); (б) критеријум процентуалног учешћа варијабилитета (кумулятивно процентуално учешће варијабилитета који фактори објашњавају како треба да достигне одговарајући ниво; напомене ради, неретко се узима 70%); (в) прво искуствено правило (сви укључени фактори морају да објасне бар толико варијабилитета колико једна просечна варијабла; препоручује се 20%, односно у просеку 5 варијабли) и (г) друго искуствено правило (када фактор долази до значајног пада у количини варијабилитета који они објашњавају).

Након тога, приступа се одређивању најмањег броја фактора. За идентификацију ових фактора користе се бројне технике. Као најчешће Julie Pallant (2007: 183) наводи: (а) анализу главних компонената, (б) анализу главних фактора, (в) факторизацију слике, (г) факторизација методом максималне веродостојности, (д) алфа факторизација, (ђ) непондерисана метода најмањих квадрата и (е) општа метода најмањих квадрата. Најчешће примињивана је техника *анализе главних компонената*. Према овој техници, потребно је одредити број фактора који најбоље представљају односе између променљивих. Циљ је да се пронађе најбоље могуће решење са најмање могућим бројем фактора. То међутим не значи да се број фактора одређује насумице. За одређивање броја фактора користе се Кајзеров критеријум, Кателов критеријум и Хорнова паралелна анализа.

Кајзеров критеријум се другачије назива критеријумом карактеристичних вредности. По овом критеријуму за даље истраживање се задржавају само фактори који имају вредности веће од 1,0. Да би се разумео Кателов или критеријум дијаграма превоја (Catell, 1966) потребно је нацртати дијаграм свих вредности. Потом задржати све факторе који се на дијаграму налазе изнад превоја дијаграма. То зато што они највише доприносе објашњавању варијансе у скупу података. Хорнова паралелна анализа (Horn, 1965) значи упоређивање износа карактеристичних вредности са вредностима добијеним на једнако великом скупу случајно генерисаних података. При том се задржавају фактори чије су вредности веће од вредности добијених на насумично генерисаним. Одређивање броја фактора

---

применом наведена три критеријума је обавеза у истраживањима. То зато што водећи светски часописи *Educational and Psychological Measurement*, *Journal of Personality Assessment* и други, изричито захтевају примену поменутих критеријума од потенцијалних аутора у њиховим истраживањима.

*Ротација и тумачње фактора.* Факторска анализа генерише више решења за исти скуп података. Свако решење је једна ротација. То, другачије речено значи, да свака ротација има друге коефицијенте и другачију интерпретацију. У зависности од тога, постоји ортогонална и неортогонална (коса ротација). Након одређивања броја фактора, потребно је исте протумачити. Ротирани фактори могу бити ортогонални или неортогонални (коси). Ортогонална ротација даје решења која се лакше тумаче и представљају. Међутим, решења добијена ортогоналном ротацијом су мање поуздана од решења која се добијају неортогоналном (осом) ротацијом. За разлику од ортогоналних, у неортогоналним ротацијама се добијају решења која се теже тумаче и представљају. А у њима су дозвољени и корелирани фактори.

Без обзира на приметна неслагања у тумачењу фактора при ортогоналним и неортогоналним ротацијама, у истраживачкој пракси се и код једних и код других добијају слична решења. То посебно важи у случајевима када је структура корелације између променљивих јасна. Поред поменутих користе се и друге врсте ортогоналних и неортогоналних факторских ротација. Ортогоналне су: (а) Varimax (минимизира број варијабли које имају висока оптерећења на сваком фактору), Quartimax (минимизира број фактора потребних да се интерпретира било која варијабла, истовремено редукујући број фактора на којима варијабла има висока оптерећења) и Equamax (представља комбинацију Varimax и Quartimax факторских ротација). Неортогоналне факторске ротације су: (а) Direct Oblimin (метод неортогоналне ротације који подразумева да кад је Делта једнака нули, да су фактори најкорелиранији што је истовремено негативније јер су у мањој корелацији) и (б) Promax. Од поменутих, најчешће коришћена је Varimax ортогонална ротација, а неортогонална (коса) Direct Oblimin ротација.

### **Факторска анализа у статистичком програму SPSS**

Да би се радила факторска анализа потребно је да се испуне одређене претпоставке. Julie Pallant као најзначајније наводи величину узорка, подобност корелационе матрице за факторизацију, линеарност и нетипичне тачке међу анализираним случајевима (2009: 187). За успешност факторске анализе, пожељно је да у узорку буде минимум 150 испитаника. У том случају Кајзер-Мејер-Оклинов (КМО) коефицијент би требао имати

вредности које су веће или једнако 0,6 (Tabachnick & Fidell, 2007: 613). При том, број случајева по свакој променљивој не бе требало да буде мањи од пет. Подобност корелационе матрице подразумева да она има један део корелација које су веће од  $r < 0,3$ . Поред тога, Бартлетов показатељ би требао да буде статистички значајан уз  $p < 0,5$ , а Кајзер-Мејер-Оклинов (КМО) показатељ већи или једнако 0,6. Како је факторска анализа заснована на корелацији, претпоставља се да су све променљиве у линеарној вези. А како је факторска анализа осетљива на нетипичне тачке, потребно их је или уклонити или решифровати на мање екстремну вредност.

Поступак факторске анализе у статистичком програму SPSS подразумева обраду у шест корака. Претходи му поступак формирања базе података и уноса дефинисаних варијабли истраживања. Свака променљива се у програму SPSS дефинише именом *pm* и додаје јој се број. У истраживању чији се резултати користе у овом раду променљиве носе називе од *pm1* до *pm21*. Вредности су исте код свих променљивих. Повезане су са понуђеним могућностима с обзиром на степен учесталости за сваку променљиву (1 – слажем се, 2 – углавном се слажем, 3 – нисам сигуран-а, 4 – углавном се не слажем и 5 – не слажем се). Пре почетка факторске анализе у статистичком програму SPSS је потребно извршити проверу коректности дефинисаних варијабли и уноса података за све променљиве. Не уради ли се тако, евентуалне погрешке настале при дефинисању варијабли и уносу података, одразиће се и на резултате факторске анализе која се у том случају не може реализовати. Ток факторске анализе изводи се у шест основних корака. Због ограничености рада обимом, ток факторске анализе биће само текстуално објашњен.

1. У главном менију при врху треба отворити мени *Analyze* и у њему изабрати *Data Reduction* и притиснути команду *Factor*.

2. У отвореном менију бирају се све потребне променљиве. Оне се пребацују у поље *Variables*.

3. Након тога се бира *Descriptives*. У одељку *Statistics* треба изабрати *Initial Solution*, а у одељку *Correlation Matrix Coefficients* опције *KMO and Bartlett's test of sphericity*. Након тога се задаје команда *Continue*.

4. У овом делу се најпре бира опција *Extraction*. Затим у одељку *Method* где пише *Principal components* треба изабрати неку другу технику издвајања фактора. За то је најподеснија метода максималне веродостојности - *Maximum likelihood*. Када је то урађено, у одељку *Analyze* треба потврдити поље *Correlation matrix*, а у одељку *Display* поље и *Screeplot Unrotated factor solution*. Потом у одељку *Extract* бирати радио дугме *Eigenvalues over 1*. У случају када се задаје број фактора бира се *Number of factor* и задаје команда *Continue*.

5. Сада се долази до избора врсте факторске ротације. Бира се у зависности од карактера и врсте истраживања. Према истраживању које се

као пример користи у овом раду треба изабрати неортогоналну (косу) *Direct Oblimin* ротацију. Након тога задаје се команда *Continue*.

6. У отвореном менију треба изабрати *Options*. Затим у одељку *Missing Values* изабрати *Exclude cases pairwise*, а у одељку *Coefficient Display Format* изабрати *Sorted by size Suppress absolute values less than \_\_\_\_*. Како су за тумачење резултата факторске анализе неподесне вредности за све променљиве које су мање од (0,3), на цртици иза изабране опције *Suppress absolute values less than* уписати вредност 0,3. На овај начин се ствара могућност да се резултати факторске анализе лакше тумаче. На крају се задају команде *Continue* и *OK*.

### Интерпретација резултата факторске анализе

Код свих SPSS процедура добија се велики број података које је потребно протумачити. То је случај и код факторске анализе. Тумачење резултата добијених факторском анализом инструмента, спроводи се у шест делова.

Табела 1 – КМО показатељ и Бартлетов тест сферичности (КМО and Bartlett's Test)

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		,780
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	11832,214
	df	210
	Sig.	,000

*Први део.* Најпре је потребно утврдити адекватност узорка истраживања и оправданост факторске анализе. На то указују Кајзер-Мејер-Оклинов (КМО) показатељ и Бартлетов тест сферичности. Уколико је КМО показатељ већи или има вредност 0,6, а показатељ Бартлетовог теста сферичности је статистички значајан најмање на нивоу  $p < 0,5$ , онда је факторска анализа оправдана. Уколико се добију другачији резултати, онда је даље тумачење резултата истраживања бесмислено.

За приказивање факторске анализе у овом раду, узет је пример истраживања спроведеног на узорку од 867 наставника основних школа на подручју Града Ниша у месецима септембар-новембар 2010. године. Проблем истраживања је стил рада наставника основне школе. За истраживање је коришћен инструмент – Скалер ставова наставника основне школе о њиховом стилу рада (Скалер – СНОШСР). У конкретном случају, према подацима приказаним у Табели 1, КМО показатељ, односно Кронбах алфа коефицијент је задовољавајући ( $\alpha=0,780$ ). То показује значајну

поузданост инструмента. Бартлетов коефицијент сферичности показује статистичку значајност на нивоу  $p < 0,001$  ( $p = 0,000$ ). На овај начин потврђена је адекватност узорка истраживања. Но и поред тога што су поменути показатељи задовољавајући, то још не значи да је факторска анализа била оправдана.

Да би се оправданост факторске анализе потврдила, неопходно је да се оствари увид у податке који су приказани у табели (*Correlation matrix*). Уколико у табели нема баш много коефицијената који имају вредности које су једнаке или веће од 0,3, онда се препоручује да се са даљим тумачењем не наставља иако је и то допуштено (под условом да су КМО и показатељ Бартлетовог коефицијента сферичности били задовољавајући). Због своје величине и неприкладности, *Correlation matrix* (садржи укупно 21 фактор и три суб скале), неће бити приказана. А њени резултати су: од укупно 441 коефицијента, 368 имају вредности које су једнаке или веће од 0,3).

Табела 2 – *Total Variance Explained*

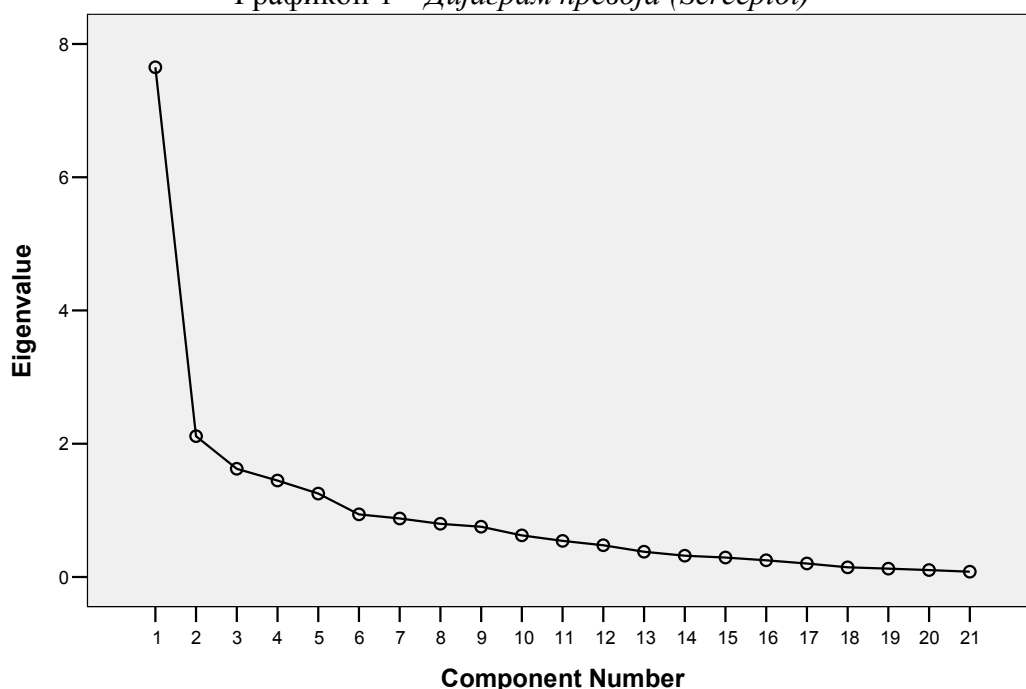
Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	7,650	36,429	36,429	7,650	36,429	36,429
2	2,114	10,065	46,494	2,114	10,065	46,494
3	1,624	7,733	54,227	1,624	7,733	54,227
4	1,447	6,892	61,119	1,447	6,892	61,119
5	1,252	5,964	67,083	1,252	5,964	67,083
6	,940	4,477	71,560			
7	,878	4,183	75,743			
8	,799	3,804	79,547			
9	,754	3,591	83,138			
10	,625	2,974	86,112			
11	,542	2,583	88,695			
12	,476	2,269	90,964			
13	,379	1,805	92,769			
14	,319	1,520	94,289			
15	,292	1,391	95,680			
16	,251	1,193	96,873			
17	,203	,967	97,841			
18	,145	,690	98,531			
19	,126	,598	99,129			
20	,104	,495	99,623			
21	,079	,377	100,000			

Extraction Method: Principal Component Analysis.

a When components are correlated, sums of squared loadings cannot be added to obtain a total variance.

*Други део.* У овом делу се издвајају фактори истраживања. По Кајзеровом критеријуму, треба издвојити само факторе чије су вредности једнако 1 или веће. Резултати о броју фактора који задовољавају поменути критеријум, могу се видети у табели *Total Variance Explained* (Табела 2). Садржи задате вредности за све факторе. У истој табели се може видети и који део укупне варијансе представљају издвојени фактори. Према подацима приказаним у Табели 2 се види, да се за конкретно истраживање могу издвојити првих пет компоненти које имају карактеристичне вредности изнад 1 (7,650, 2,114, 1,624, 1,447 и 1,252). Према подацима приказаних у колони *Cumulative %*) ових пет компоненти објашњавају укупно 67,083% укупне варијансе.

Графикон 1 – Дијаграм превоја (*Screeplot*)



*Трећи део.* У истраживањима у којима се примењује факторска анализа, често се дешава да велики број компонената задовољава Кајзеров критеријум. Зато је неопходно да се прегледа дијаграм превоја (*Screeplot*). На њему је потребно да се пронађе тачка превоја. Када се она пронађе, задржавају се само компоненте које се налазе изнад превојне тачке. У примеру истраживања који је узет за приказивање у овом раду, сасвим је јасан лом дијаграма. Он се најасније види на другој тачки, затим на трећој, а најмање на шестој тачки. На основу овог дијаграма, требало би да се издвоји један фактор који објашњава много већи део варијансе од осталих (према подацима из табеле 2, 36,42% укупне варијансе). Но без обзира на то, у зависности од карактера истраживања, значајну пажњу требало би посветити



осталим факторима изнад шесте и испод прве тачке дијаграма. Међутим при тумачењу резултата истраживања, ако се у обзир узимају и ова четири фактора, треба се обазриво поступити јер је њихова употреба препуштена личном суду и уверењу истраживача а не било каквим чврстим и строгим статистичким правилима, као што је то случај са факторима издвојеним у овом истраживању. Коначан број фактора зависиће од осталих анализа које ће бити приказане у овом раду.

Табела 3 – Карактеристичне вредности добијене у СНОШСР и вредности прага добијених паралелном анализом

Ред. бр. компоненте	Стварна карактеристична вредност из <i>PCA</i>	Вредности добијене паралелном анализом	Одлука
1.	7,650	1,3975	прихватити
2.	2,114	1,2321	прихватити
3.	1,624	1,1564	прихватити
4.	1,447	1,1239	прихватити
5.	1,252	1,0569	прихватити

*Четврти део.* Четврти део тумачења резултата истраживања јесте паралелна анализа. За објашњење паралелне анализе користе се подаци из табеле (*Total Variance Explained*). Поред тога, треба прибавити и друге податке који се не могу добити у статистичком програму SPSS, већ у програму који је написао Marley Watkins (2000). Програм је доступан на *Web* локацији књиге *SPSS Survival Manual*. Односно на хипервези *Additional Material* и компоненти компримоване датотеке *parallel analysis.zip*. Из поменутог програма бира се датотека *MonteCarloPA.exe*. Када се покрене програм *Monte Carlo PCA for Parallel Analysis* потребно је укуцати три захтевана податка: (1) број променљивих које се анализирају (у конкретном случају 21), (2) број субјеката у узорку (у конкретном истраживању 867) и (3) и број реплика (увек се задаје 100). Потом је потребно изабрати опцију *Calculate*. Програм ће генерисати 100 скупова случајних бројева. Они су исте величине као и датотека са стварним подацима (у конкретном примеру 21 променљивих x 867 случајева). Када се задају тражени подаци, програм ће након извршене обраде приказати табелу са израчунатим средњим вредностима карактеристичних вредности свих 100 узорака случајних бројева. Паралелна анализа се врши тако што се подаци добијени у програму SPSS, у конкретном примеру од прве до двадесетпрве карактеристичне вредности које су приказане у табели *Total Variance Explained*, упоређују са подацима од прве до двадесетпрве карактеристичне вредности добијене у програму *Monte Carlo PCA for Parallel Analysis*. Резултати добијени паралелном

анализом уносе се у табелу паралелне анализе при чему се за свако поређење осим резултата поређења (*Random Eigenvalue*) рачуна и стандардна девијација. У конкретном случају, резултати истраживања су потврдили резултате добијене SPSS анализом о издвајању пет фактора за даље истраживање.

Табела 4 – *Component Matrix*

	Component				
	1	2	3	4	5
pn10	,879				
pn5	,867				
pn15	,848				
pn9	,804				
pn20	,795				
pn1	-,792				
pn21					
pn14					
pn6					
pn11					
pn16					
pn19					
pn4					
pn13					
pn7					
pn8					
pn18					
pn3					
pn17					
pn2					
pn12					

Extraction Method: Principal Component Analysis.  
a 5 components extracted.

*Пети део.* У Табели 4 приказане су неротиране факторске тежине сваке од променљиве за четири компоненте фактора. Како се подразумевано употребљава Кајзеров критеријум, задржавају се компоненте чије су карактеристичне вредности једнако 1 или више. На примеру конкретног истраживања посматрају се само првих пет издвојених фактора и шести фактор на коме се на дијаграму прелома налази превојна тачка. Подаци показују да све променљиве (осим шесте која је узета као разграничење

првих пет) имају вредности изнад 0,3 (у конкретном примеру изнад 0,7 - 0,879, 0,867, 0,848, 0,804 и 0,795). Овај резултат показује да већина променљивих има велику факторску тежину. То указује да би тренутно решење са пет фактора било најпримерније.

Табела 5 – *Paterrn Matrix*

	1	2	3	4	5
Component					
pn5	,906				
pn6	,837				
pn9	,829				
pn14	,775				
pn15	,759				
pn10	,758				
pn21					
pn1					
pn20					
pn11					
pn19					
pn13		,843			
pn16					
pn17			,751		
pn3			,709		
pn4					
pn18					
pn2					
pn12					
pn7					
pn8					

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Rotation Method: Oblimin with Kaiser Normalization.

a Rotation converged in 24 iterations.

*Шести део.* Да би се донела коначна одлука о броју фактора, потребно је да се погледа решење са пет ротираних фактора (Табела 5). Полазећи од резултата конкретног истраживања, приказане су факторске тежине које су веће од 0,3. Променљива 1 има шест, променљиве 2 једну и променљива 3 две, факторске тежине које су веће од 0,3. Према истим

подацима, компонента 4 и 5 немају ни по једну факторску тежину која је већа од 0,3. Идеалан резултат за свако истраживање, што је у пракси реткост, је да свака променљива има по три факторске тежине које су веће од 0,3. Полазећи од таквог схватања, решење у конкретном примеру није оптимално. Међутим, оно коначно потврђује опредељење да се задржи само по један фактор за сваку суб скалу (ауторитарни, демократски и Laissez faire стил рада наставника). У конкретном примеру, то су променљиве: 5 (ауторитарни стил), 13 (демократски стил) и 17 (и Laissez faire стил).

### Тумачење резултата факторске анализе

При тумачењу резултата истраживања добијених факторском анализом прво се објашњава процентуални удео варијансе који је објашњен двофакторским решењем (Табела 2). Подаци показују да двофакторско решење објашњава 67,083% варијансе, док четворофакторско објашњава више од 40%.

Табела 6 – *Component Correlation Matrix*

Component	1	2	3
1	1,000	,166	-,282
2	,166	1,000	-,127
3	-,282	-,127	1,000

Extraction Method: Principal Component Analysis.  
Rotation Method: Oblimin with Kaiser Normalization.

Подаци приказани у Табели 6 односе се на јачину корелације између три издвојена фактора У конкретном истраживању, корелација између првог (ауторитарни стил) и другог (демократски стил) фактора је 0,166, између првог (ауторитарни стил) и трећег (Laissez faire стил) фактора је -0,282 и између другог (демократски стил) и трећег (Laissez faire стил) фактора је -0,127). Према приказаним подацима се види да су вредности јачине корелације веома ниске. То упућује на оправданост претпоставке да поменуте компоненте нису међусобно зависне. Овакав резултат са једне стране намеће потребу примене Варимакс ротације са пет итерација. Са друге, оправдава примену овде приказане Облимин ротације. То зато што Варимакс и Облимин ротација дају сличне резултате. Међутим, у случајевима када је тежина корелације већа од 0,3, онда се искључиво примењује Облимин ротација.

У Табели 5 приказани су подаци факторске тежине свих променљивих. У конкретном случају са 21 променљивом и три суб скале, потребно је изабрати по један фактор са највећом факторском тежином и дати му прикладно име. А то су променљиве: 5 (ауторитарни стил), 13

(демократски стил и 17 (Laissez faire стил). Увидом у називе променљивих, уочљиво је да су поменуте променљиве препознатљиве за стил рада наставника основне школе који представљају. За ауторитарни стил рада наставника то је променљива: *У предавању ученици не смеју прекидати наставника*; за демократски: *Наставнику је важно да су ученици у разреду мотивисани за рад* и за Laissez faire стил: *Наставнику је важније од контроле то да се ученици у разреду увек добро осећају*.

Табела 7 – *Comunalities*

	Initial	Extraction
pn1	1,000	,779
pn2	1,000	,611
pn3	1,000	,682
pn4	1,000	,672
pn5	1,000	,826
pn6	1,000	,693
pn7	1,000	,697
pn8	1,000	,565
pn9	1,000	,762
pn10	1,000	,783
pn11	1,000	,715
pn12	1,000	,463
pn13	1,000	,719
pn14	1,000	,720
pn15	1,000	,750
pn16	1,000	,669
pn17	1,000	,683
pn18	1,000	,587
pn19	1,000	,449
pn20	1,000	,688
pn21	1,000	,573

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Подаци приказани у Табели 7 показују вредности дела варијансе за сваку променљиву. Уочљиво је да су вредности свих променљивих веће од 0,3. То показује да се све променљиве уклапају у суб скале инструмента и показују његову високу поузданост. У случајевима да су добијене вредности неких променљивих мање од 0,3, било би потребно пречистити инструмент и извршити његову корекцију. Односно променљиве са ниским вредностима заменити новим променљивим. То са собом повлачи и поновно истраживање. Битно је да се вредности заједничког варијабилитета знатно мењају у зависности од броја задржаних фактора. Зато се они и боље интерпретирају

---

након одређивања (на основу дијаграма превоја и паралелне анализе) броја фактора који ће бити задржани.

У конкретном истраживању добијен је одличан резултат. То зато што је са једне стране свака променљива само по једној променљивој дала велику факторску тежину. Са друге, свакој променљивој су бројне променљиве дале велике факторске тежине. Овакво тумачење резултата засновано је тумачењу бројних аутора (Tabachnick & Fidell, 2007: 647; Pett, Lackey & Sullivan, 2003). Слични резултати се не добијају увек. Променљиве често имају умерено велике факторске тежине разних променљивих. Неким компоненатама факторске тежине дају само једна или две променљиве. У оваквим ситуацијама потребно је ротирати неки други број компонената (на пример једну више или мање) да би се евентуално добило боље решење. Ако се ни у поновљеном случају не добију задовољавајући резултати, онда је боље инструмент пречистити и поновити факторску анализу.

При тумачењу резултата факторске анализе потребно је навести матрицу свих факторских тежина а не само оних чија је вредност једнака или већа од 0,3. То се постиже тако што се изабере опција *Options* и у одељку *Coefficient Display Format* уклони чек из другог поља *Suppress absolute values less than, 3*. На тај начин ће се добити факторска матрица са свим вредностима факторске тежине. При том ће бити болдоване главне факторске тежине. Тумачење резултата истраживања, коришћењем података истраживања приказаног у овом раду, могло би се приказати на следећи начин:

„У овом теоријско-емпиријском истраживању, 21 променљива о стилу рада наставника основне школе (Скалер – СНОШСР) била је подвргнута анализи главних компоненти (СНОШСР) у статистичком програму SPSS 13.0. Пре спровођења СНОШСР, била је оцењена прикладност података за факторску анализу. Прегледом корелационе матрице од укупно 441 откривено је 368 коефицијената вредности 0,3 или више. Вредност Кајзер-Мејер-Оклиновог (КМО) показатеља био је 0,780, што премашује препоручену вредност 0,6 (Kaiser, 1970) и Бартлетов тест сферичности (Bartlett, 1954) који је достигао статистичку значајност на нивоу  $p < 0,001$  ( $p = 0,000$ ). То указује на факторабилност корелационе матрице, односно на адекватност узорка и да је факторска анализа била оправдана.

Анализа главних компонената открила је присуство пет компонената са карактеристичним вредностима већим од 1 (7,650, 2,114, 1,624, 1,447 и 1,252) које кумулативно посматрано објашњавају 36,429%, 46,494%, 54,227%, 61,119% и 67,083% укупне варијансе. Прегледом дијаграма превоја утврђено је постојање јасне тачке лока иза прве компоненте, али и иза треће и шесте. На основу Кателовог критеријума (1966) одлучено је да се за даље истраживање задржи пет променљивих. Да

је то било оправдано, показали су и резултати паралелне анализе по којима код само пет променљивих карактеристичне вредности премашују одговарајуће вредности прага добијене помоћу једнако велике матрице случајних бројева (21 променљива x 867 упитаника).

То двокомпонентно решење објаснило је укупно 67,083% варијансе. Допринос прве променљиве је 36,429%, друге 10,065%, треће 7,733%, четврте 6,892% и пете 5,964%. Да би се лакше протумачило ових пет компоненти спроведена је Облимин ротација. Утврђено је да са једне стране све променљиве имају ниске корелационе коефицијенте. Корелација између првог (ауторитарни стил) и другог (демократски стил) фактора је 0,166, између првог (ауторитарни стил) и трећег (*Laissez faire* стил) фактора је -0,282 и између другог (демократски стил) и трећег (*Laissez faire* стил) фактора је -0,127). Са друге, све променљиве имају много великих факторских тежина. Истовремено све променљиве дају знатне тежине само по једној променљивој за сваку суб скалу (ауторитарни, демократски и *Laissez faire* стил). Резултати овог истраживања су потврдили резултате неких ранијих истраживања (Lavrња и Мишановић, 1993; Stol и Fink, 2000; Rijavec, 2001; Богојевић, 2002; Гордон, 2003; 2005; Coglej, 2006). Делимично се разликују од резултата истраживања до којих су дошле Ivana Vlahek и Lana Jurčes (2009: 601-612). Оне су истраживањем такође издвојиле три фактора за три стила рада наставника у основној школи, али су утврдиле факторско оптерећење веће од 0,40 (у овом истраживању факторско оптерећење је веће од 0,70) (Исто: 606-607), чиме нису задовољиле КМО показатељ. Према истом истраживању, доминантни стил рада наставника које су обухватиле истраживањем је демократски, затим *Laissez-faire* и на крају ауторитарни стил (у овом истраживању доминантни стил рада наставника предметне наставе је ауторитарни, док је доминантни стил рада наставника разредне наставе демократски и делимично *Laissez-faire* стил)“.

### Закључак

У раду је била приказана факторска анализа применом неортогоналне Direct Oblimin ротације. За разлику од осталих статистичких техника, факторска анализа није намењена за тестирање хипотеза. Њоме се не утврђује ни да ли се једна група статистички значајно или не разликује од друге, већ је заснована на смањивању количине података. Зато се и сматра најспецифичнијом статистичком техником. Рад је намењен свима који се продубљеније баве емпиријским истраживањима. Посебно факторском анализом. У досадашњим радовима је била присутна велика неусаглашеност са применом ове статистичке технике. То се првенствено односило на тумачење резултата истраживања. Нарочито у схватању Кајзер-Мејер-

---

Оклиновог (КМО) Кронбах-алфа коефицијента. У схватањима педагога, доња граница овог показатеља је 0,7. Психолози иду много више. По њиховом мишљењу, доња граница КМО показатеља је 0,8, па и 0,9. Овакав приступ је додатно усложњавао ову ионако сложену статистичку технику. Зато је и њена верификација у истраживањима млађих и често недовољно искусних и стручно оспособљених аутора који би се руководили наведеним параметрима, углавном била отежана и/или неостварива. Поред теоријског разматрања о факторској анализи, приказан је и практични начин спровођења факторске анализе у статистичком програму SPSS. А дат је и пример интерпретације, дискусије и анализе резултата истраживања добијених факторском анализом. Пример дискусије резултата факторске анализе, приказан је према резултатима добијеним у конкретном истраживању, а заснован на начелима и усвојеним вредносним параметрима који се примењују у факторској анализи.

### *Литература*

- Bartlett, M.S. (1954). A note on the multiplying factors for various chi square approximations. *Journal of the Royal Statistical Society*, No. 16 (p. 296-298).
- Богојевић, С. (2002). *Стилови васпитања*. Бањалука: Графид.
- Vlahek, I. i Jurčec, L. (2009). Učiteljevi stilovi vođenja. Ur. D. Bouillet i M. Matijević (2009). *Zbornik radova „Kurikulumi ranog odgoja i obveznog obrazovanja“ sa 3. međunarodne naučne konferencije održane 12-14.11.2009. godine u Zadru*, (str. 601-612). Zagreb: Učiteljski fakultet u Zagrebu.
- Гордон. Т. (2003). *Како бити успешан наставник*. Београд: Креативни центар.
- Kaiser, H. (1970). A second generation Little Jiffy. *Psychometrica*, No. 35 (p. 401-415).
- Lavrnja, I. i Mušanović, M. (1993). *Uspešno rukovođenje*. Zagreb: Znamen.
- Pallant, J. (2007). *SPSS Survival Manual*. New York: Allen & Unwin.
- Pett, M.A., Lackey, N.R. & Sullivan, J.J. (2003). *Making sense of factor analysis: the use of factor analysis for instrument development in health care research*. Thousand Oake: Sage.
- Rijavec, M. (2001). *Teorija rukovođenja – Suvremeno upravljanje i rukovođenje u školskom sustavu*. Velika Gorica: Persona.
- Stoll, L. i Fink, D. (2000). *Mijenjajmo naše škole*. Zagreb: Educa.



- Tabachnick, B.G. & Fidell, L.S. (2007). Using multivariate statistics. Boston: Pearson Education.
- Horn. J.L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, No. 30 (p. 179-185).
- Catell, R.B. (1966). The scree test for number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, No. 1 (p. 245-276).
- Cowley, S. (2006). *Tajne uspešnog rada u razredu: vještine, tehnike i ideje*. Zagreb: Školska knjiga.
- Watkins, M.W. (2000). Monte Carlo PCA for paralell analysis (computer softver). State College, PA: Ed & Psych Associates.

**Zivorad Milenovic, MA**

Teacher Training Faculty in Prizren – Leposavić

## **FACTOR ANALYSIS IN THE STATISTICAL PROGRAM SPSSAPPLYING NONE-ORTHOGONAL DIRECT OBLIMIN ROTATION**

**Summary:** *This paper presents a factor analysis, which is known in statistics as a technique designed to reduce the number of data. Factor analysis is used to identify the common variance in sets of variables and / or to identify the latent dimensions or factors that are manifested in number of variables. A number of techniques of factor analysis have been developed. Most commonly applied is a technique of principal components analysis. It includes an interval level of measurement and normal distribution of variables. Factor analysis is not individual but a set of several different techniques that have some common features. The techniques of factor analysis differ according to the mode and level of measurement. They are mostly divided into methods of extracting the factors which give correlated residuals and the factor analysis in the narrow sense which gives uncorrelated residuals. To make it easier to realize and understand, factor analysis is shown in this paper through an example of practical application of none-orthogonal Direct Oblimin rotation in the statistical program SPSS. Its application involves assessing the suitability of data for factor analysis, the separation of the factor using Kaiser, Catell criteria and rotation, and interpretation of factors. The research results obtained by factor analysis such as follows: Cronbach alpha coefficient, the Kaiser-Meyer-Oklinov (KMO) indicator and Bartlet test of sphere, shows the justify the factor analysis and adequacy of the sample. They also define a number of factors that stand out.*

**Key words:** factor analysis, Direct Oblimin rotation, none-orthogonal rotation, rotation curve, orthogonal rotation.