**Процена репрезентатативности и хомогености помоћу RТТ10G**

*Репрезентативност*

Репрезентативност узорка је особина узорка да представља циљну популацију у малом, да је одражава тако да процене добијене на узорку, који обухвата далеко мањи број испитаника, верно указују и одражавају стање ствари у циљној популацији. Аналогно томе, када се ради о мерним инструментима, потребно је задовољити услов **репрезентативности узорка ставки мерног инструмента**. Разлог за то је следећи, ако бисмо процењивали, на пример анксиозност, нас интересује да добијемо процену укупне, генералне анксиозности, тако да наша процена одражава све аспекте саме појаве, а не да фаворизује неке а друге маргинализује. Процена анксиозности која се своди само на социјалну анксиозност, или у којој социјална анксиозност има највећег удела, није процена укупне анксиозности (ако теоријски модел предвиђа другачији удео социјалне анксиозности у укупној). У том смислу је тест у којем се фаворизује социјална анксиозност нерепрезентативан за укупну, генералну анксиозност. Што је узорак ставки неког мерног инструмента репрезентативнији, то процена која се добија вернија процена мерене особине, у наведеном смислу.

Као процену репрезентативности узорка ставки RТТ10G daje Кајзер-Мајер-Олкинову и Кајзер-Рајсову меру. Ове две мере имају практично исти идеју са којом приступају процени ове мерне особине.

На почетку имамо сирове податке. Као пример користићемо случај замишљеног теста од 4 ставке. Матрица (табела) која приказује податке испитаника на овим ставкама изгледа овако:

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | Ставка 1 | Ставка 2 | Ставка 3 | Ставка 4 |
| Испитаник 1 |  |  |  |  |
| Испитаник 2 |  |  |  |  |
| Испитаник 3 |  |  |  |  |
| ... |  |  |  |  |

Ставке **се стандардизују** а онда направи **матрица међусобних корелација ставки** (означићемо је са **R**). И у колонама и у редовима ове матрице налазе се стандардизоване изворне ставке, а у ћелијама су међусобне корелације.

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | Z1 | Z2 | Z3 | Z4 |
| Z1 | 1 | r21 | r31 | r41 |
| Z2 | r12 | 1 | r32 | r42 |
| Z3 | r13 | r23 | 1 | r43 |
| Z4 | r14 | r24 | r34 | 1 |
| **матрица R** | | | | |

Кајзер развија своје мере репрезентативности заснивајући их на Гутмановој идеји имажа и антиимажа. **Имаж је одраз ставке у свим осталим ставкама, и добија се тако што се резултата на свакој ставки предвиди мултиплом регресијом помоћу свих осталих ставки теста.** Тако се уради за сваку ставку теста, и добијене предвиђене вредности називају се имажима. **Антиимаж је грешка која се овим предвиђањем чини, односно, неслагање предвиђених резултата на ставкама са правим резултатима (оним које емпиријски имамо).** Тако се добијени, емпиријски, резултата сваког испитаника на свакој ставки може раставити на имаж резултат (превиђена вредност) и антиимаж резултат (разлика добијене и предвиђене вредности). **Пропорција варијансе сваке варијабле коју је могуће предвидети на основу осталих варијабли (мултипло R2) назива се имаж варијансом те ставке.**

Узмимо сада **стандардизоване изворне резултате и претворимо их у имаже**, тако што за сваког испитаника на свакој ставки предвидети резултат помоћу свих преосталих ставки теста. **Добили смо** **имаж резултате испитаника на стандардизованим ставкама**. Сада **направимо коваријансу (не корелацију) варијабли које смо добили овим поступком (**варијабле садрже имаж резултате стандардизованих изворних ставки). Матрица коју смо добили се на презентацији назива **матрицом имаж коваријанси (матрица I).**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | IZ1 | IZ2 | IZ3 | IZ4 |
| IZ1 | R12 | i21 | i31 | i41 |
| IZ2 | i12 | R22 | i32 | i42 |
| IZ3 | i13 | i23 | R32 | i43 |
| IZ4 | i14 | i24 | i34 | R42 |
| **матрица I** | | | | |

Редови и колоне матрице су варијабле које су добијене тако што смо узели изворне резултате, стандардизовали их, па направили њихове имаже (за сваког испитаника и сваку варијаблу предвидели резултат на свакој ставки помоћу осталих ставки). У ћелијама се налазе коваријансе овако добијених варијабли (имаж резултати стандардизованих ставки). На главној дијагонали налазе се вредности варијанси сваке од ових добијених варијабли јер је коваријанса варијабле са самом собом њена варијанса. Али, **пошто су ове варијабле добијене на начин на који смо урадили** (стандардизовали изворне ставке па направили имаж резултате), **варијанса сваке ове имаж варијабле једнака је коефицијенту мултипле детерминације (R2)** који је добијен предвиђањем резултата на свакој стандардизованој ставки помоћу резултата на осталим стандардизованим стаквама. **Тако се на главној дијагонали у ствари налазе имаж варијансе сваке изворне варијабле** (разлог је математичке природе), односно, део варијансе сваке изворне ставке који је могуће предвидети на основу свих осталих ставки.Није могуће дати неко просто значење коваријансама које се налазе изван главне дијагонале матрице I, нека за сада остане на томе да су то вредности које су мање од корелација одговарајућих ставки (другим речима, од вредности одговарајућих ћелија матрице R).

Као што имамо матрицу имаж коваријанси (матрица А), имамо и матрицу антиимаж коваријанси. У њој се налазе међусобне коваријансе варијабли које садрже антиимаж резултате на ставкама. На главој дијагонали ове матрице налазе се коефицијенти мултипле индетерминације (1-R2), односно, део варијансе сваке ставке који није могуће обухватити осталим ставкама теста. Како је овај део варијансе у ствари варијанса коју ставка не дели са осталим ставкама већ је јединствена (unique) за њу, ова варијанса се назива и униквитетом (као у факторској анализи или анализи главних компонената). С друге стране, то је и варијанса грешке, и то у два смисла. Прво, то је варијанса грешке јер је то варијанса грешака које правимо када предвиђамо резултате на одређеној ставки помоћу осталих ставки. Друго, то је варијанса грешке јер по Гутмановој идеји поузданост пропорција варијансе коју је могуће обухватити/предвидети помоћу осталих ставки на тесту (имаж варијанса), а варијанса грешке је онај део варијансе који није могуће обухватити на овај начин.

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | АZ1 | АZ2 | АZ3 | АZ4 |
| АZ1 | 1-R12 | а21 | а31 | а41 |
| АZ2 | а12 | 1-R22 | а32 | а42 |
| АZ3 | а13 | а23 | 1-R32 | а43 |
| АZ4 | а14 | а24 | а34 | 1-R42 |
| **матрица А** | | | | |

Ван главне дијагонале матрице антиимаж коваријанси налазе се коваријансе одговарајућих варијабли, које су заправо једнаке парцијалним корелацијама одговарајућих изворних варијабли (једино су другог знака због начина рачунања).

Замислимо сада да имамо бесконачан број изворних ставки. Разлог зашто нам је ово оправдано и потребно је тај што наш конструкт који желимо да меримо може да буде веома обухватан и хетероген, односно да обухвата свакојаке поддомене и аспекте, те је у најгорем случају потребно бесконачно много ставки како би се обухватили сви аспекти неког конструкта, односно, како би узорак ставки био репрезентативан.

Када имамо бесконачно много ставки, матрица имаж коваријанси ће на дијагонали имати пропорцију поуздане/праве варијансе сваке ставке. Идеја је да ће у случају када знамо да резултат на свакој ставки садржи и грешку, прави скор бити онај који је могуће предвидети на основу свих ставки које мере тај конструкт. Како сада имамо репрезентативан узорак ставки, онда је оно што је заједничко њима у ствару поуздана варијанса. Вандијагонални елементи у ситуацији када имамо бесконачно много ставки биће једнаки међусобним корелацијама одговарајућих изворних ставки. Дакле, у овој ситуацији матрица имаж коваријанси на дијагонали има варијансе правих скорова одговарајућих ставки, а ван дијагонале има изворне корелације ставки.

У ситуацији са бесконачно много ставки, матрица антиимаж коваријанси на дијагонали има униквитете, односно, део варијансе који одређена ставком не дели ни са једном другом ставком, али не само у нашем узорку, већ у популацији (односно, право стање ствари по питању униквитета/недељене варијансе). Ван дијагонале вредности у ћелијама једнаке су 0. Разлог за то је тај што када имамо бесконачно много ставки не остаје ништа што неке две ставке деле мимо онога што деле и са осталим ставкама, односно, када се икључи повезаност са осталим ставкама, ставки не остаје ништа више што је повезује са неком од ставки (што не значи да јој не остаје ништа од варијансе, само је та преостала варијансе не повезује ни са једном другом ставком – та преостала варијанса је униквитет који је у ствари, у овом случају, варијанса случајне грешке).

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | АZ1 | АZ2 | АZ3 | АZ4 |
| АZ1 | U1 | 0 | 0 | 0 |
| АZ2 | 0 | U2 | 0 | 0 |
| АZ3 | 0 | 0 | U3 | 0 |
| АZ4 | 0 | 0 | 0 | U4 |
| **матрица U (A u slučaju beskonačno mnogo stavki)** | | | | |

Кајзер-Мајер-Олкинова мера репрезентативности користи ове карактеристике. Формула изгледа овако:

r∞= 1- ∑i=1n∑j=i+1n aij/ ∑∑rij

Она користи вандијагоналне елементе матрице А и матрице R, при чему су вандијагонални елементи матрице R у случају бесконачног броја ставки једнаки вандијагоналним елементима матрице I. Када имамо идеални случај, односно случај са бесконачно много ставки, репрезентативност ће бити 1, јер ће сви вандијагонални елементи матрица А бити 0, те ће подељени са одговарајућим корелацијама изворних варијабли дати опет 0, а репрезентативност ће онда остати 1 (1 - 0). Што су парцијалне корелације ближе обичним корелацијама изворних варијабли, односно, што су парцијалне корелације/антиимаж коваријансе веће, то је поузданост мања.

Кајзер-Рајсова мера ради на практично исти начин, једино користи антиимаж корелације, а не коваријансе, а пошто се корелација добија тако што се коваријанса подели производом SD тих двеју ставки, а SD ставки су мање од 1, онда се добија нужно мањи резултата за репрезентативност узорка ставки теста.

Постулати класичне теорије мерења важе у случају када је репрезентативност 1 (или тежи 1). С обзиром да је репрезентативност изведена из Гутманове поставке/теорије, може се рећи да је класична теорија мерења специјалан случај Гутманове теорије мерења.

*Хомогеност*

Хомогеност представља особину мерног инструмента да мери једну те исту ствар, или исту комбинацију ствари. RTT10G даје 3 мере хомогености.

H1 представља просечну корелацију међу изворним ставкама. Идеја је да је тест хомогенији што је просечна интеркорелација ставки већа, односно, тест је хомогеније што се ставке више межусобно преклапају, што имају веће међусобне корелације. Образац за стандардизоване ставке је:

ŕ =(∑∑rij-n)/(n\*(n-1))

H2 се базира на другачијој идеји. Ова мера хомогеност процењује тако што прво процени праву варијансу ставки путем рачунања имаж скорова за све ставке, онда нађе прву главну компоненту за овакве ставке (математички направи нову варијаблу на основу постојећих имаж варијабли која захвата највећу могући део укупне варијансе свих имаж ставки; ово служи као процена варијансе главног предмета мерења) са идејом да главни предмет мерења захвата највећи део варијансе ставки), и на крају израчуна удео варијансе прве главне компоненте у укупној имаж варијанси (која служи као процена праве варијансе). Дакле, главна идеја је проценити учешће варијансе главног предмета мерења у укупној поузданој/правој варијанси.

H5 има исту генералну идеју, али је спроводи на другачији начин. Рачуна се као удео варијансе прве главне компоненте добијене над изворним ставкама (служи као процена варијансе галвног предмета мерења) у варијанси свих главних компоненти чија је поузданост већа од 0 (служи као процена поуздане варијансе).