

Anàlisi factorial confirmatòria per a variables categòriques: Aplicació al qüestionari de discapacitat WHODAS-II

TREBALL DE RECERCA

Programa de doctorat en Estadística, Anàlisi de dades i bioestadística

Gemma Vilagut Saiz

**Tutors: Dr. Josep Fortiana
Dr. Jordi Alonso**

Data: 20 de Juny, 2008

Taula de continguts

Resum.....	1
Summary	2
1. Antecedents i objectius.....	3
2. Mètodes	4
2.1. Descripció de les dades	4
2.2. Mètodes estadístics.....	6
2.2.1. Model genèric d'anàlisi factorial (AF)	6
2.2.2. Anàlisi Factorial (AF) per a variables observades categòriques	12
2.2.3. Avaluació de la invariància (Measurement invariance)	16
3. Aplicació pràctica dels mètodes descrits al qüestionari de discapacitat WHODAS-II	19
3.1. L'anàlisi Factorial Exploratòria (AFE):	19
3.2. L'Anàlisi factorial confirmatòria (AFC):	21
3.3. Avaluació de la Invariància i l'heterogeneïtat:	29
4. Conclusions.	33
Referències bibliogràfiques.....	34
Apèndix 1: La versió ESEMeD del qüestionari WHODAS-II (versió en anglès).....	35
Apèndix 2. Sintaxi en M-PLUS per a l'anàlisi Factorial Exploratòria	39
Apèndix 3. Sintaxi en M-PLUS per a l'anàlisi Factorial Confirmatòria.....	40
Model (a): 7 factors suggerit pels resultats de l'AFE	40
Model (b): Model teòric de 6 factors proposat per l'OMS	40
Model (c): Model reduït que exclou alguns dels ítems de freqüència	41
Apèndix 4. Sintaxi en M-PLUS per a l'avaluació de la invariància i l'heterogeneïtat	42
Pas 1. Efectes indirectes:	42
Pas 2. Introducció dels efectes directes:.....	43

Índex de taules i figures

Taula 1. Anàlisi factorial Exploratòria sobre els ítems del qüestionari ESEMeD WHODAS- II ..	20
Taula 2. Resultats de l'anàlisi Factorial Confirmatòria per als 3 models proposats.	25
Taula 3. Resultat de la AFC amb un factor de segon ordre sobre el model (c).....	28
Taula 4. Resultats de l'AFC amb covariable	30
Figura 1. Model (a). Model suggerit pel resultat de l'Anàlisi Factorial Exploratòria	22
Figura 2. Model (b). Model teòric proposat per la Organització Mundial de la Salut.....	23
Figura 3. Model (c). Model teòric de la OMS excloent 4 dels ítems de freqüència	24
Figura 4. Esquema de la AFC amb un factor de segon ordre aplicat sobre el model (c).....	28
Figura 5. Esquema del model MIMIC estimat.....	32

Anàlisi factorial confirmatòria per a variables categòriques: Aplicació al qüestionari de discapacitat WHODAS-II

Resum

Objectiu: Descriure la metodologia de l'anàlisi factorial confirmatòria per a ítems categòrics i aplicar-la a unes dades reals per avaluar l'estructura factorial i invariància d'un qüestionari sobre discapacitat, concretament una versió modificada del WHO-Disability Assessment Schedule (WHODASII), desenvolupat per l'Organització Mundial de la Salut.

Mètodes: Les dades utilitzades provenen de l'estudi ESEMeD, una enquesta transversal realitzada a la població general adulta de 6 països europeus. Es van avaluar n=8,796 individus amb la versió modificada del WHODAS-II (ESEMeD-WHODAS), que mesura discapacitat funcional en els darrers 30 dies en 6 dimensions diferents: *Comprensió i comunicació; Cures personals; Mobilitat; Relacions socials; Limitació de les activitats quotidianes; i Participació.* El qüestionari inclou 2 tipus de ítems: 22 ítems de severitat (de tipus likert de 5 punts), i 8 ítems de freqüència (de tipus continu). Es va dur a terme una anàlisi factorial exploratòria (AFE) amb rotació promax sobre un 50% d'individus de la mostra escollits aleatòriament. L'altra meitat de la mostra va ser utilitzada per realitzar una anàlisi factorial confirmatòria (AFC) amb l'objectiu de comparar 3 models: (a) el model suggerit pels resultats de l'AFE; (b) el model teòric proposat per l'OMS, que assumia 6 factors; i (c) un model reduït equivalent al model b, però que no va incloure els ítems de freqüència de 3 de les dimensions. A més a més es va estimar un factor de segon ordre que representaria la variable latent global de discapacitat. Finalment es va dur a terme una AFC amb covariables per avaluar la invariància dels ítems entre els països mediterranis (Espanya, França i Itàlia) i els països no mediterranis (Bèlgica, Alemanya i Holanda).

Resultats: A partir de l'AFE es van identificar 7 factors. Dos dels ítems de freqüència tenien càrregues elevades en un mateix factor, i un d'ells va presentar càrregues factorials molt petites en tots els factors. Pel que fa a l'AFC, el model reduït (model c) és el que va presentar millors resultats de bondat d'ajust (CFI=0.992, TLI=0.996, RMSEA=0.024). L'estructura factorial de segon ordre va presentar un bon ajust (CFI=0.987, TLI=0.991, RMSEA=0.036). Es va detectar no-invariància d'un dels ítems del qüestionari (FD20- vergonya degut als problemes de salut).

Conclusions: L'AFC va confirmar la hipòtesi sobre l'estructura factorial del WHODAS-II en 6 factors. El factor de segon ordre recolza l'existència d'una dimensió global de discapacitat. L'ús d'ítems de freqüència no es recomana per a la obtenció de les puntuacions de cadascun dels factors i de la puntuació global.

Summary

Objective: To describe the methodology of Confirmatory Factor Analysis for categorical items and to apply this methodology to evaluate the factor structure and invariance of the WHO-Disability Assessment Schedule (WHODAS-II) questionnaire, developed by the World Health Organization.

Methods: Data used for the analysis come from the European Study of Mental Disorders (ESEMeD), a cross-sectional interview to a representative sample of the general population of 6 European countries (n=8796). Respondents were administered a modified version of the WHODAS-II, that measures functional disability in the previous 30 days in 6 different dimensions: Understanding and Communicating; Self-Care, Getting Around, Getting Along with Others, Life Activities and Participation. The questionnaire includes two types of items: 22 severity items (5 points likert) and 8 frequency items (continuous). An Exploratory factor analysis (EFA) with promax rotation was conducted on a random 50% of the sample. The remaining half of the sample was used to perform a Confirmatory Factor Analysis (CFA) in order to compare three different models: (a) the model suggested by the results obtained in the EFA; (b) the theoretical model suggested by the WHO with 6 dimensions; (c) a reduced model equivalent to model b where 4 of the frequency items are excluded. Moreover, a second order factor was also evaluated. Finally, a CFA with covariates was estimated in order to evaluate measurement invariance of the items between Mediterranean and non-Mediterranean countries.

Results: The solution that provided better results in the EFA was that containing 7 factors. Two of the frequency items presented high factor loadings in the same factor, and one of them presented factor loadings smaller than 0.3 with all the factors. With regard to the CFA, the reduced model (model c) presented the best goodness of fit results (CFI=0.992, TLI=0.996, RMSEA=0.024). The second order factor structure presented adequate goodness of fit (CFI=0.987, TLI=0.991, RMSEA=0.036). Measurement non-invariance was detected for one of the items of the questionnaire (FD20 – Embarrassment due to health problems).

Conclusions: AFC confirmed the initial hypothesis about the factorial structure of the WHODAS-II in 6 factors. The second order factor supports the existence of a global dimension of disability. The use of 4 of the frequency items is not recommended in the scoring of the corresponding dimensions.

1. Antecedents i objectius

En les ciències mèdiques i psicosocials, els constructes latents tals com l' 'ansietat' , la 'discapacitat' o la 'qualitat de vida relacionada amb la salut' s'acostumen a mesurar a partir de qüestionaris amb múltiples preguntes (ítems) sobre l'estat de salut. És important avaluar la validesa d'aquests qüestionaris abans de ser utilitzats. Un dels passos importants en la validació de qüestionaris multi-ítem és l'anàlisi factorial, amb l'objectiu de determinar si els ítems del qüestionari es poden agrupar en diferents factors que representin les diferents dimensions del constructe latent que el qüestionari teòricament està mesurant. La majoria d'aquests qüestionaris estan formats per ítems categòrics ordinals amb poques categories de resposta. Per bé que el mètode de màxima versemblança (MV) és el més utilitzat habitualment per a l'estimació de paràmetres en l'anàlisi factorial, aquest mètode assumeix que la matriu de variàncies covariàncies de la mostra s'obté a partir de variables contínues amb distribució normal. Aquesta assumpció no es compleix quan les variables observades són de tipus qualitatiu ordinal i per tant, els resultats obtinguts amb la utilització del mètode de MV poden ser incorrectes, especialment quan el nombre de categories és petit (Flora and Curran 2004).

Els objectius d'aquest treball són, en primer lloc, descriure la metodologia de l'anàlisi factorial confirmatòria per a ítems categòrics i aplicar aquesta metodologia per estudiar l'estructura factorial d'un qüestionari per avaluar discapacitat, el qüestionari WHODAS-II, que consta tant d'ítems categòrics ordinals com ítems continus. A més a més, es pretén estudiar si els ítems d'aquest qüestionari tenen el mateix funcionament (invariància) en diferents països on s'ha utilitzat contemporàniament mitjançant l'anàlisi factorial confirmatòria amb covariables, model *Multiple Indicators Multiple Causes* (MIMIC).

2. Mètodes

2.1. Descripció de les dades

Les dades que volem estudiar provenen del European Study of the Epidemiology of Mental Disorders (ESEMeD), una enquesta transversal que es va dur a terme en mostres representatives d'individus adults no institucionalitzats de 6 països europeus (Bèlgica, França, Alemanya, Itàlia, Holanda i Espanya) i que tenia com a principal objectiu determinar les prevalències dels trastorns mentals més comuns, és a dir, el percentatge d'individus d'aquests països que han patit els trastorns en algun moment de la seva vida (prevalença vida) i el percentatge d'individus que han patit algun d'aquests trastorns durant l'any previ a l'entrevista (prevalença 12 mesos). Els individus participants van ser entrevistats en persona a les seves pròpies llars per entrevistadors no especialitzats en psiquiatria i especialment entrenats per administrar el questionari. Es va fer servir un mostreig probabilístic estratificat, multi-etàpic en tots els països. El mostreig estratificat implica la divisió de la població en grups relativament homogenis, anomenats estrats, i la selecció de mostres independents en cadascun d'aquests estrats. El mostreig multi-etàpic es refereix a seleccionar una mostra en dues o més etapes successives, per exemple, en un mostreig en dues etapes, la primera etapa de mostreig podria consistir en seleccionar aleatòriament municipis dins de cadascun dels estrats i, en la segona etapa es seleccionarien de forma aleatòria individus dins dels municipis seleccionats en la primera etapa (Cochran 1977). En el cas de l'estudi ESEMeD els estrats van ser definits per les regions o les regions i el tamany del municipi, depenent del país. El nombre d'etapes de mostreig també va variar depenent del país, de 1 etapa (a Holanda) a 4 etapes de mostreig (Espanya). En total, es van entrevistar un total de 21.425 individus i la taxa de resposta global per als sis països (mitjana ponderada per la població global del país) va ser del 61,2%, variant de 78,6% a Espanya a 45,9% a França (Alonso, Angermeyer, *i cols* 2004).

L'instrument diagnòstic utilitzat per determinar la presència de trastorns mentals va ser una nova versió del Composite International Diagnostic Interview (Wittchen 1994), anomenat CIDI 3.0, que va ser desenvolupat i adaptat pel comitè coordinador del WHO World Mental Health Survey Initiative (Kessler and Ustun 2004).

Per tal d'optimitzar el procés i el cost de l'entrevista, es va dur a terme un procediment en dues

fases. La primera fase es va administrar a tots els entrevistats i consistia en l'avaluació diagnòstica dels trastorns de l'estat d'ànim i d'ansietat més comuns, avaluació de la qualitat de vida relacionada amb la salut, informació sobre d'utilització de serveis sanitaris per als problemes emocionals i tractament, i característiques sociodemogràfiques més rellevants. Aquells individus que superaven un nombre determinat de símptomes d'algun dels trastorns d'ansietat o de l'estat d'ànim avaluats ("individus d'alt risc") i un 25% aleatori de la resta ("individus de baix risc") van continuar amb la segona fase de l'entrevista, que consistia amb una entrevista en profunditat per recollir informació sobre altres trastorns mentals addicionals, com trastorn per estrès posttraumàtic o trastorns relacionats amb el menjar, així com informació sobre malalties físiques autoreportades, sobre discapacitat (qüestionari WHODAS-II) i sobre factors de risc, entre d'altres. El nombre total d'individus dels 6 països als quals se'ls va administrar la segona part del qüestionari van ser n=8.796.

El qüestionari ESEMeD-WHODAS:

En aquest treball, es pretén avaluar l'estructura factorial del qüestionari World Health Organization Disability Assessment Schedule – II (WHODAS-II) (<http://www.who.int/icidh/whodas/generalinfo.html>, data d'accés Maig, 2008) , que va ser originàriament desenvolupat per l'Organització Mundial de la Salut amb l'objectiu d'avaluar la discapacitat deguda a problemes físics o emocionals i que va ser administrat a la segona part del qüestionari ESEMeD.

La versió del WHODAS que es va incloure al qüestionari de l'estudi ESEMeD (ESEMeD-WHODAS) no és exactament igual a la versió original WHODAS-II. El text complet del qüestionari ESEMeD-WHODAS s'inclou a l'apèndix 1. La raó principal per la que es van fer modificacions en el qüestionari era per reduir la càrrega de l'entrevistat pel que fa al nombre de preguntes. El qüestionari consta de 6 dimensions teòriques: *Comprensió i comunicació; Cures personals; Mobilitat; Relacions socials; Limitació de les activitats quotidianes; Participació.*

Les diferències principals respecte al qüestionari original són les següents:

a) En les primeres 4 dimensions, es va incloure al principi una pregunta de filtre per determinar si calien preguntes addicionals respecte a la dimensió en qüestió. En cas de resposta afirmativa a la pregunta de filtre, es realitzava una pregunta sobre el nombre de dies en el darrer mes que va

patir aquest tipus d'interferència (a la qual ens referirem a partir d'ara com a *ítem de freqüència*) i un conjunt de preguntes específiques sobre severitat de les interferències. Les dimensions *Activitats quotidianes* i *Participació* no contenien pregunta de filtre. Si els individus responien de forma negativa a la pregunta de filtre i, per tant, ja no se'ls administraven la resta de preguntes referents a aquella dimensió, s'assignava el valor 0 a tots els ítems, denotant que els individus no tenien cap tipus de limitació pel que fa a aquella dimensió.

b) Per a aquestes mateixes quatre dimensions, l'ítem de freqüència es referia a les activitats mencionades en la pregunta de filtre. En canvi, en el qüestionari original s'inclouïa un ítem de freqüència per cadascuna de les preguntes específiques de severitat.

c) La dimensió *Limitació de les activitats quotidianes* va ser substancialment modificada i va incloure 4 ítems sobre nombre de dies en els darrers 30 dies amb limitacions específiques en les activitats de la vida diària (ítems de freqüència), tant en el treball com fora d'aquest.

d) Els tres darrers ítems de la dimensió *Participació*, aquells que feien referència a vergonya, discriminació i càrrega familiar degudes a la discapacitat només es van preguntar als individus que van reportar almenys algun tipus de limitació en les altres dimensions de funcionament. A la resta d'individus als quals no se'ls va administrar aquests ítems se'ls va assignar la puntuació de "0" (la que denota menys limitacions) ja que es va considerar que si no reportaven discapacitat en les preguntes prèvies, era poc probable que sentissin vergonya, discriminació o suposessin una càrrega familiar degut als seus problemes de salut.

2.2. Mètodes estadístics

2.2.1. Model genèric d'anàlisi factorial (AF)

En l'AF cadascuna de les variables observades es representa com una funció lineal d'un o més factors no observats (Long 1983). Aquests factors són de dos tipus: factors comuns que poden afectar directament a més d'una de les variables observades, i factors únics (o residuals) que aporten la part de variabilitat que no podem explicar a partir d'un factor comú i que afecten a una, i només una, de les variables observades. En forma matemàtica, les relacions entre les variables observades i els factors s'expressen a partir de les *equacions factorials*:

$$X = \Lambda \xi + \delta$$

on X és el vector ($q \times 1$) de les variables observades, ξ és el vector ($s \times 1$) de factors comuns, Λ és la matriu ($q \times s$) de càrregues factorials que relacionen les variables observades x amb cadascun dels factors latents ξ ; i δ és el vector ($q \times 1$) de factors residuals.

Les equacions factorials mostren les variables observades (X 's) com a combinació lineal dels factors latents o variables no observades (ξ 's). Les càrregues factorials (Λ 's) en són els coeficients i indiquen com afecta a la variable observada una unitat de canvi en el factor latent. Sovint s'ha establert un paral·lelisme entre les equacions factorials i els models de regressió lineal, però hi ha una diferència important entre aquests dos tipus de models: així com les variables dependents són variables aleatòries observades tant en els models de regressió com en els models d'anàlisi factorial, en els models factorials intentem explicar aquestes variables dependents a partir de variables independents no observables (variables latents) en comptes de predictors constants (la part determinista d'un model de predicció lineal).

Assumpcions del model:

- El nombre de variables observades a X és més gran que el nombre de factors comuns a ξ , és a dir, $q > s$.
- Tant les variables observades com els factors comuns i els únics estan centrats, és a dir, es mesuren com a desviacions respecte a les seves respectives mitjanes. Per tant, el valor esperat de cada vector és: $E(X)=0$; $E(\xi)=0$; $E(\delta)=0$

Aquesta assumpció no afecta a l'estimació de les covariables i el principal avantatge és que la covariància és equivalent al valor esperat del producte de les variables amb mitjana 0. Així, la matriu de covariàncies de les variables observades contingudes al vector X es defineix com $\Sigma = E(XX')$, matriu simètrica $q \times q$.

Si les X 's estan estandarditzades per tal que la desviació estàndard sigui 1, aleshores $E(x_i x_j)$ és la correlació entre x_i i x_j , i Σ és la matriu de correlacions poblacional.

- Els factors comuns no estan correlacionats amb els factors residuals, és a dir $E(\xi\delta) = E(\delta\xi') = 0$ per a tot ξ_i i δ_i .

- La matriu de variàncies covariàncies dels factors comuns és $\Phi = E(\xi\xi')$, una matriu ($s \times s$). Els factors comuns poden estar correlacionats entre ells. Si s'assumeix que els factors comuns no estan correlacionats, els elements de fora de la diagonal d'aquesta matriu són zero. Si els factors comuns s'estandarditzen per obtenir variància 1, Φ és la matriu de correlacions.
- La matriu de variàncies covariàncies dels factors residuals és $\Theta = E(\delta\delta')$, una matriu ($q \times q$). Els factors residuals també poden estar correlacionats entre ells però en la majoria de models factorials confirmatoris, els factors residuals no estan correlacionats entre ells. D'ara en endavant considerarem que no estan correlacionats i per tant Θ serà una matriu diagonal d'elements positius.

L'estructura de covariàncies:

Donat que les equacions factorials no poden ser estimades directament, és necessari examinar l'estructura de covariàncies entre les variables observades.

$$\begin{aligned} \Sigma &= E(XX') = E[(\Lambda\xi + \delta)(\Lambda\xi + \delta)'] = E[(\Lambda\xi + \delta)(\xi'\Lambda' + \delta')] = \\ &= E[\Lambda\xi\xi'\Lambda' + \Lambda\xi\delta' + \delta\xi'\Lambda' + \delta\delta'] = E[\Lambda\xi\xi'\Lambda'] + E[\Lambda\xi\delta'] + E[\delta\xi'\Lambda'] + E[\delta\delta'] \\ \Sigma &= \Lambda E[\xi\xi']\Lambda' + \Lambda E[\xi\delta']\Lambda' + E[\delta\delta'] \end{aligned}$$

Donat que $E[\xi\xi']$ es defineix com a Φ , $E[\delta\delta']$ es defineix com a Θ i δ i ξ s'assumeixen no correlacionades, aleshores,

$$\Sigma = \Lambda\Phi\Lambda' + \Theta \quad (\text{Equació de la Covariància})$$

La part de l'esquerra de l'equació conté $q(q+1)/2$ variàncies i covariàncies diferents entre les variables observades. La part dreta de l'equació conté qs càrregues factorials possibles de Λ , $s(s+1)/2$ variàncies i covariàncies independents entre els factors comuns ξ , i $q(q+1)/2$ variàncies i covariàncies independents entre els factors residuals δ .

Així com els paràmetres de Λ , Φ i Θ no es poden estimar directament, les seves variàncies i covariàncies si que es poden estimar a partir de les dades.

Identificació del model factorial:

La identificació d'un model es refereix a si els paràmetres del model es poden determinar de forma unívoca. Si el model fos no identificable, seria possible trobar un nombre infinit de valors per als paràmetres que fossin consistents amb l'equació de la covariància.

Un model factorial serà no identificable si no s'imposen restriccions sobre els paràmetres de Λ , Φ i Θ . El model factorial serà identificable si les restriccions han estat imposades de tal manera que hi ha un únic conjunt de paràmetres que compleix l'equació de la covariància.

Estimació del model factorial:

En el model d'anàlisi factorial, l'estimació suposa utilitzar la matriu de variàncies i covariàncies observada a partir d'una mostra (\mathbf{S}) per tal d'obtenir les estimacions $\hat{\Lambda}$, $\hat{\Phi}$ i $\hat{\Theta}$ dels paràmetres Λ , Φ i Θ tals que incorporin les restriccions que han estat imposades en el model per tal que aquest sigui identificable. L'objectiu és que la matriu de variàncies i covariàncies predita $\hat{\Sigma} = \hat{\Lambda} \hat{\Phi} \hat{\Lambda}' + \hat{\Theta}$ sigui el més propera possible a la matriu de variàncies covariàncies observada a partir de la mostra \mathbf{S} .

L'estimació suposa que el model és identificable.

El problema de l'estimació és mesurar com de propera està $\hat{\Sigma}$ de \mathbf{S} . La funció que mesura la proximitat entre $\hat{\Sigma}$ i \mathbf{S} s'anomena funció d'ajust. La funció d'ajust es designa com $\mathbf{F}(\mathbf{S}; \Lambda^*, \Phi^*, \Theta^*)$. Aquesta funció es defineix sobre tots els conjunts de matrius Λ^* , Φ^* , Θ^* que satisfan les restriccions fixades. Les matrius Λ^* , Φ^* , Θ^* que minimitzen la funció d'ajust donada una matriu de variàncies covariàncies mostral \mathbf{S} , són les estimacions mostrals $\hat{\Lambda}$, $\hat{\Phi}$ i $\hat{\Theta}$ dels paràmetres poblacionals.

Les funcions d'ajustament més habitualment utilitzades en l'anàlisi factorial són: els mínims quadrats no ponderats (ULS), els mínims quadrats generalitzats (GLS) i la màxima versemblança (MV).

Mínims quadrats no ponderats (ULS):

Els estimadors mínims quadrats no ponderats de Λ , Φ i Θ són aquells que minimitzen la següent funció d'ajust:

$$F_{ULS}(S; \Sigma^*) = tr[(S - \Sigma^*)^2]$$

On “tr” és la traça, és a dir, la suma dels element de la diagonal de la matriu.

L'estimació de mínims quadrats no ponderats és consistent sense fer cap assumpció sobre la distribució de les variables observades. És a dir, per a mostres grans, l'estimació de mínims quadrats no ponderats és aproximadament no esbiaixada.

El fet de no haver de fer assumpcions sobre la distribució de les variables és un avantatge, però també suposa dues limitacions importants: (1) No existeixen proves estadístiques associades amb l'estimació de mínims quadrats no ponderats, i (2) Els estimadors de mínims quadrats no ponderats són *dependents de l'escala*.

Dependència de l'escala:

L'escala d'una variable es modifica si la unitat de mesura de la variable canvia i, com a conseqüència, també canvia la desviació estàndard de la variable.

Si un mètode d'estimació és dependent de l'escala, els canvis en l'escala resulten en diferents mínims per a la funció d'ajust, i aquests canvis en les estimacions no són simplement un reflexe del canvi en l'escala. Per tant, els resultats poden ser molt diferents depenent de l'escala de la variable. Un canvi d'escala particularment útil és l'estandardització de la variable (dividir per la desviació estàndard) ja que la variable resultant té una desviació estàndard de 1 i la covariància entre dues variables estandarditzades equival a la correlació entre les dues variables. Donat que les escales de les variables són sovint arbitràries, es recomana que quan es fa servir un mètode d'estimació dependent de l'escala, les escales de les variables observades s'estandarditzin, de tal manera que s'analitzi la matriu de correlacions en comptes de la de covariàncies.

Mínims quadrats generalitzats (GLS):

El mètode de mínims quadrats generalitzats és un mètode que no depèn de l'escala.

És similar al ULS, però en aquest cas les diferències entre S i Σ estan ponderades per elements de S^{-1} . La funció d'ajustament corresponent és:

$$F_{GLS}(S, \Sigma^*) = \text{tr}[(S - \Sigma^*) S^{-1}]^2$$

Màxima versemblança (ML):

Igual que el mètode de mínims quadrats generalitzats, el mètode d'estimació de màxima versemblança tampoc depèn de l'escala.

L'estimador de màxima versemblança minimitza la següent funció d'ajustament:

$$F_{ML}(S, \Sigma^*) = \text{tr}(S \Sigma^{*-1}) + [\log |\Sigma^*| - \log |S|] - q$$

on $\log |\Sigma^*|$ és el logaritme neperià del determinant de la matriu Σ^* , i $\log |S|$ és el logaritme neperià del determinant de S .

Sota les assumpcions de normalitat, el mètode de màxima versemblança i el de mínims quadrats generalitzats tenen les mateixes propietats asimptòtiques.

L'Anàlisi Factorial Confirmatòria (AFC)

En un model factorial exploratori, cadascuna de les variables observades està relacionada amb tots els factors. En canvi, en un model factorial confirmatori cal establir una estructura factorial d'acord amb el problema que s'està estudiant, i posteriorment cal realitzar tests d'hipòtesis per acceptar o rebutjar aquesta estructura proposada. Així doncs, l'especificació del model factorial confirmatori consisteix en realitzar decisions explícites sobre:

- (1) El nombre de factors comuns;
- (2) les variàncies i covariàncies entre els factors comuns;
- (3) les relacions entre les variables observades i els factors latents;
- (4) les relacions entre els factors únics i les variables observades;
- (5) les variàncies i covariàncies entre els factors únics, que en general assumirem iguals a zero.

En el model factorial confirmatori, la identificació s'aconsegueix imposant restriccions segons consideracions basades en estudis previs o en els resultats d'una anàlisi factorial exploratòria realitzat amb anterioritat. Per exemple, en la fase d'especificació del model podríem fixar un element de Λ , λ_{ij} , a zero, la qual cosa indicaria que la variable observada x_i no està afectada pel factor comú ξ_j , és a dir, x_i no carrega en ξ_j . O podríem fixar un element de Φ , per exemple $\phi_{ij}=0$ on $i \neq j$, indicant que els factors comuns ξ_i i ξ_j no estan correlacionats entre ells.

Condicions per a la identificació:

Serien necessàries un conjunt de restriccions que determinessin de forma inequívoca si el model és identificable. Aquestes restriccions poden ser de tres tipus:

- 1.- **Condicions necessàries:** si no es satisfan indiquen que el model és no identificable, però si es satisfan no vol dir que el model sigui identificable.
- 2.- **Condicions suficients:** Si es satisfan, el model és identificable. En canvi, si no es satisfan, no vol dir que el model no sigui identificable.
- 3.- **Condicions necessàries i suficients:** Si es satisfan significa que el model és identificable. En canvi, si no es satisfan, voldrà dir que el model és no identificable.

La condició necessària més simple té a veure amb el nombre d'equacions de covariància i el nombre de paràmetres independents que s'hauran d'estimar. L'equació de la covariància conté $q(q+1)/2$ equacions independents, una per a cadascun dels elements de la matriu Σ . Si hi ha més paràmetres independents per estimar que equacions, hi haurà moltes solucions a l'equació de la covariància i el model serà no identificable. Donat que hi ha $qs + [s(s+1)/2] + [q(q+1)/2]$ paràmetres independents possibles a Λ , Φ i Θ , un model factorial confirmatori serà no identificable a no ser que almenys s'imposin $qs + [s(s+1)/2]$ restriccions.

2.2.2. Anàlisi Factorial (AF) per a variables observades categòriques

El mètode de màxima versemblança (MV) és el més utilitzat habitualment per a l'estimació de paràmetres en l'anàlisi factorial, però aquest mètode assumeix que la matriu de variàncies covariàncies de la mostra s'obté a partir de variables contínues amb distribució normal. Donat

una grandària de mostra adequada, una especificació del model adequada i dades que segueixen una distribució normal multivariada, el mètode de MV proporciona estimacions dels paràmetres consistents, eficients i no esbiaixades, errors estàndards asimptòtics, i tests de la bondat d'ajust de tipus òmnibus (Flora and Curran 2004).

En canvi, en moltes de les aplicacions dels models factorials les variables observades no són contínues sinó que sovint són o bé dicotòmiques o variables ordinals. En aquests casos, els models de MV que es basen en les matrius de correlacions de Pearson o en les matrius de variàncies-covariàncies entre les variables ordinals observades no funcionen bé, especialment quan el nombre de categories és petit (5 o menys). En particular, nombrosos estudis han demostrat que el test Khi-quadrat de bondat d'ajust està inflat, que els paràmetres estan infraestimats i que les estimacions dels errors estàndard també tendeixen a estar infraestimades (Flora and Curran 2004).

Un procediment alternatiu per a l'estimació de models factorials per a variables ordinals suposa la formulació del model segons la Variable de Resposta Latent (*Latent Response Variable formulation - LRV*) (Muthén and Asparouhov 2002) i l'estimació i anàlisi de correlacions policòriques i poliserials.

Formulació de la Variable de Resposta Latent:

Aquesta formulació considera una variable resposta contínua y^* que expressa el grau de coneixement, actitud o malaltia requerida per respondre una certa categoria de la variable observada categòrica. La relació entre la variable contínua latent no observada y^* , i la variable observada ordinal politòmica y es formalitza com:

$$y=c, \quad \text{si} \quad \tau_c < y^* < \tau_{c+1}$$

on els llimars τ són els paràmetres que defineixen les categories de la variable ordinal $c=0, 1, \dots, C-1$, $\tau_0=-\infty$ i $\tau_C=\infty$. Així doncs, la categoria de la variable y canvia quan el valor a la variable latent y^* sobrepassa el llindar τ .

El model factorial per a la variable de resposta latent contínua y_i^* per a l'individu i es defineix com:

$$y_i^* = \nu + \lambda \eta_i + \epsilon_i$$

on ν és l'intercepte, λ és la càrrega factorial, η és el factor comú i ϵ és el terme residual. En general, s'assumeix $\nu = 0$ i la variància de y^* , σ^* , s'estandarditza habitualment a 1.

Aquest fet condueix a la següent expressió en termes de probabilitat condicional:

$$P(y \geq c | \eta) = F\left[-(\tau_c - \nu - \lambda \eta) \theta^{-1/2}\right] \Big|_{\nu=0} = F\left[-(\tau_c - \lambda \eta) \theta^{-1/2}\right]$$

on θ és la variància dels residus ϵ i F és, en general, la funció de distribució normal.

Correlacions policòriques:

Les correlacions policòriques estimen la relació lineal entre dues variables contínues no observades donat que només s'observen dades ordinals. Les correlacions poliserials mesuren la relació lineal entre dues variables contínues quan només una d'aquestes variables és ordinal i l'altra és contínua. Així doncs, el càlcul de les correlacions policòriques es basa en la premissa que els valors discrets observats de les variables són deguts a una variable contínua latent subjacent no observada (y^*).

Les correlacions policòriques es calculen mitjançant un procediment en dues etapes: a la primera etapa s'utilitza la proporció d'observacions en cada categoria de cadascuna de les variables ordinals per tal d'estimar els paràmetres de llinzar de forma separada per a cada variable latent univariada. És a dir, per a una variable observada ordinal y_1 , amb llinzars denotats per a_i , amb $i=0, \dots, s$, i una altre variable ordinal observada y_2 , amb llinzars b_j , amb $j=0, \dots, r$, el primer pas consisteix en estimar els llinzars a_i i b_j :

$$a_i = \Phi_1^{-1}(P_{i.}) \quad \text{i} \quad b_j = \Phi_1^{-1}(P_{.j}) \quad ,$$

on P_{ij} és la proporció observada a la cel·la (i,j), $P_{i.}$ i $P_{.j}$ són les proporcions marginals acumulades de la taula de contingència de y_1 amb y_2 , i Φ_1^{-1} és la inversa de la funció de distribució normal estàndard univariada. Així doncs, tal i com es fa evident en el càlcul dels llinzars, en l'estimació de les correlacions policòriques s'assumeix que la parella de variables latents (y_1^* i y_2^*) segueixen una distribució normal bivariada.

La segona etapa en el càlcul de les correlacions policòriques consisteix en utilitzar els paràmetres dels llinars que hem estimat juntament amb la taula de contingència bivariada observada, per estimar, mitjançant màxima versemblança, la correlació que hauríem observat si les dues variables latents haguessin estat realment observades. El logaritme de la versemblança (l) de la mostra bivariada és:

$$l = \ln K + \sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^r n_{i,j} \ln \pi_{i,j}$$

on K és una constant, $n_{i,j}$ és la freqüència d'observacions en la cel·la (i,j) , i $\pi_{i,j}$ és la probabilitat de que una determinada observació caigui dins de la cel·la (i,j) .

Sota l'assumpció de normalitat bivariada de y_1^* i y_2^* , (Olsson 1979) va definir la probabilitat $\pi_{i,j}$ com:

$$\pi_{i,j} = \Phi_2(a_i, b_j) - \Phi_2(a_{i-1}, b_j) - \Phi_2(a_i, b_{j-1}) + \Phi_2(a_{i-1}, b_{j-1})$$

on Φ_2 és la funció de distribució normal bivariada amb correlació ρ . L'estimació MV de ρ proporciona la correlació policòrica entre les variables ordinals observades y_1 i y_2 .

Tant estudis analítics com empírics han demostrat que la simple substitució de la matriu de covariàncies per la matriu de correlacions policòriques en l'estimació MV d'una anàlisi factorial confirmatòria és inadequada. Per bé que generalment s'obtenen estimacions consistents dels paràmetres, aquest mètode proporciona errors estàndards i proves de bondat d'ajust incorrectes (Flora and Curran 2004). Es proposa com a alternativa fer servir el mètode d'estimació de mínims quadrats ponderats robustos (Robust WLS).

L'estimació en el paquet estadístic M-PLUS (Muthén and Muthén 2007):

El mètode d'estimació que s'utilitza en M-PLUS per ítems amb variables categòriques és el de mínims quadrats ponderats Robust (*Robust WLS*), que permet obtenir estimacions robustes dels errors estàndards. A més a més, també es proporciona una prova de khi-quadrat robusta de bondat d'ajustament. Aquest procediment proposat per Muthén (Muthén and Muthén 2007) té en compte la no normalitat de les variables. Els errors estàndards robustos es calculen mitjançant l'estimador sandwich. La prova de khi-quadrat robusta de bondat d'ajustament s'obté utilitzant

ajustaments per a la mitjana i la variància i consisteix essencialment en l'estadístic khi-quadrat habitual multiplicat per un ajustament similar a la prova khi-quadrat robusta proposada per Satorra i Bentler (Satorra and Bentler 1988). En el cas de l'estadístic proposat per Muthén, els graus de llibertat del model s'estimen a partir de les dades empíriques, i no directament a partir de l'especificació del model. El fet que els graus de llibertat s'estimin de forma empírica suposa que els valors de la prova khi-quadrat no es poden utilitzar per comparar models anuats ja que els graus de llibertat poden variar donada una mateixa especificació del model.

2.2.3. Avaluació de la invariància (Measurement invariance)

Per tal de poder dur a terme comparacions entre grups pel que fa al constructe teòric d'interès, cal demostrar que l'escala mesura el mateix concepte latent en tots els grups. Aquesta noció d'equivalència en dos o més grups es coneix com a invariància de la mesura. La presència d'invariància de mesura ens permet assegurar que les comparacions entre grups reflecteixen diferències reals i no estan contaminades per atributs específics dels grups que no estan relacionats amb el constructe d'interès.

La invariància de la mesura es pot estudiar amb diferents metodologies, entre les quals s'hi troba l'anàlisi factorial confirmatòria. Dins de l'anàlisi factorial confirmatòria existeixen dos enfocaments diferents a l'estudi de la invariància:

- Anàlisi factorial confirmatòria amb covariables (*Multiple Indicators Multiple Causes - MIMIC models*).
- Models d'anàlisi factorial confirmatòria per a múltiples grups.

En aquest treball ens centrarem en l'avaluació de la invariància a partir dels models MIMIC. Altres mètodes per avaluar la invariància inclouen la teoria de resposta a l'ítem o la regressió logística.

Model d'anàlisi factorial confirmatòria amb covariables (MIMIC):

Es tracta d'una anàlisi factorial confirmatòria en la que s'afegeixen covariables on les covariables són indicadores del grup. Les covariables poden influenciar els factors, i per tant,

també de forma indirecta als ítems, o poden influenciar els ítems de forma directa. Així doncs, el model habitual d'AFC queda ampliat amb la covariable:

$$y_i^* = \nu + \lambda \eta_i + \kappa x_i + \epsilon_i$$

on y^* és una variable resposta contínua latent per a l'ítem ordinal observat, ν és el paràmetre de la constant, κ és l'efecte directe de la covariable x sobre l'ítem. Sovint, en aquest tipus de model, la constant s'estandarditza a zero ($\nu=0$).

A més, el factor es relaciona amb la covariable x amb:

$$\eta_i = \gamma x_i + \zeta_i$$

Els paràmetres γ són els efectes indirectes de la covariable que permeten avaluar la heterogeneïtat de la població: Si γ és significativa per algun dels factors vol dir que la mitjana d'aquell factor és diferent per als diferents nivells de la covariable.

Com ja s'ha indicat prèviament, y^* es relaciona amb l'ítem observat y , que és categòric ordinal, mitjançant els paràmetres dels llindars τ :

$$y=c, \text{ si } \tau_c < y^* \leq \tau_{c+1}$$

on els llindars τ són els paràmetres que defineixen les categories de la variable ordinal $c=0, 1, \dots, C-1$, $\tau_0 = -\infty$ i $\tau_C = \infty$.

Així doncs, tenim la següent expressió en termes de probabilitat condicional:

$$P(y \geq c | \eta) = F \left[-(\tau_c - \nu - \lambda \eta - \kappa x_i) \theta^{-1/2} \right]_{\nu=0} - F \left[-(\tau_c - \lambda \eta - \kappa x_i) \theta^{-1/2} \right]$$

on F és, en general, la funció de distribució normal o la logística.

Per tant, $\tau_c - \kappa x_i$ és un nou llindar per a la categoria c de l'ítem, i varia per als diferents valors de la covariable x . Això implica que la inclusió dels efectes directes pot utilitzar-se per estudiar no invariància, o comportament diferencial dels ítems respecte a les covariables. Si l'efecte

directe és significatiu, voldrà dir que existeix no invariància d'alguns dels ítems pel que fa als paràmetres de llinars, ja que aquest paràmetre varia per als diferents grups. Un dels desavantatges dels models MIMIC és que no permeten estudiar la invariància pel que fa a les càrregues factorials o altres paràmetres diferents dels llinars, que s'assumeixen constants per a tots els grups, però de totes maneres són un primer pas útil en l'avaluació de la invariància dels ítems en diferents grups ja que si un ítem mostra no invariància pel que fa als paràmetres dels llinars, possiblement també presenti no invariància pel que fa a les càrregues factorials.

Els models d'anàlisi factorial confirmatòria per a múltiples grups permeten més flexibilitat en l'estudi de la invariància, ja que permeten avaluar no invariància tant pel que fa als llinars, com també pel que fa a les càrregues factorials i a les variàncies residuals. Com a contrapartida, són models força més complexos d'estimar ja que impliquen diferents passos en l'estimació. A més a més, requereixen d'una grandària de mostra suficient per a cadascun dels grups ja que consisteixen en estimar els models per als diferents grups separatament però posant restriccions sobre la igualtat de certs paràmetres a través dels grups. Posteriorment es comparen els resultats d'aquests models amb els models jeràrquics corresponents en els que no s'han imposat les restriccions d'igualtat de paràmetres entre els grups.

3. Aplicació pràctica dels mètodes descrits al qüestionari de discapacitat WHODAS-II

L'objectiu principal era determinar l'estructura factorial del qüestionari ESEMeD-WHODAS II. Per aconseguir aquest objectiu, en primer lloc, es va dur a terme una Anàlisi Factorial Explorària (AFE) amb rotació promax sobre una 50% aleatori de la mostra. Posteriorment, el 50% de la mostra restant es va utilitzar per fer una Anàlisi Factorial Confirmatòria (AFC) amb l'objectiu de comparar els resultats de l'AFE amb dos models addicionals prèviament descrits a la literatura.

Per avaluar la invariància i l'heterogeneïtat de la població entre països, es va estimar un model Factorial confirmatori amb covariables (model MIMIC), on la covariable d'interès van ser els països agrupats en dos: països mediterranis (Espanya, França i Itàlia) i no mediterranis (Alemanya, Bèlgica i Holanda).

Les dades van ser ponderades per tenir en compte les diferents probabilitats de selecció i per restaurar la distribució segons grups d'edat i sexe de la població general de cadascun del 6 països, així com també per restaurar la dimensió relativa de la població dels diferents països (Alonso et al. 2004).

En totes les anàlisis factorials dutes a terme (tant exploratòries com confirmatòries) es van aplicar mètodes específics per dades categòriques i contínues amb el paquet estadístic M-PLUS, versió 4.2 (Muthén and Muthén 2007). A més, es van utilitzar mètodes d'estimació implementats a M-PLUS per a l'anàlisi de dades obtingudes a partir d'un disseny mostral complex (Muthén and Satorra 1995).

3.1. L'anàlisi Factorial Explorària (AFE):

Es va dur a terme una anàlisi factorial exploratòria sobre els 30 ítems del qüestionari WHODAS-II, d'entre els quals 8 eren ítems de tipus continu (els ítems de freqüència) i 22 eren ítems amb 5 categories ordinals cadascun.

Per tal de seleccionar els factors en l'AFE, es van tenir en compte els residus i el fet d'obtenir un valor mínim en l'*índex Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)*, així com també la interpretabilitat dels resultats. La sintaxi en M-PLUS per dur a terme l'AFE està disponible a l'*apèndix 2*.

Taula 1. Anàlisi factorial Exploràtoria sobre els ítems del qüestionari ESEMeD WHODAS- II

Dimensió teòrica i ítems	Factors						
	I	II	III	IV	V	VI	VII
Limitació de les activitats quotidianes							
FD4 (incapaç de treballar)*	.869	-.023	-.079	-.026	.032	.013	-.014
FD7 (va haver de reduir la quantitat)*	.676	.035	-.049	.013	.011	.051	.005
FD8 (va haver de reduir la qualitat)*	.911	.035	.046	-.042	-.044	.001	.003
FD9 (esforç extrem)	.841	-.007	.024	.023	-.052	.001	.043
Comprensió i comunicació							
FD10a (freqüència de dificultats)*	.074	.251	.462	-.020	-.054	-.077	-.018
FD11a (concentració)	.043	.884	-.018	-.048	.085	.072	-.011
FD11b (comprensió)	.058	.973	-.133	.031	-.039	-.033	.041
FD11c (memòria)	-.060	.867	.082	.094	-.082	.070	.058
FD11d (aprenentatge)	-.040	.806	.035	-.001	.069	.152	-.019
Mobilitat							
FD12a (freqüència de dificultats en mobilitat)*	.175	-.013	.228	.567	-.032	-.150	.024
FD13a (estar-se dret)	-.024	.061	-.051	.693	.219	.041	.166
FD13b (moure's per casa)	.026	.072	-.093	.563	.286	.056	.223
FD13c (caminar)	-.043	.021	-.038	.719	.194	.096	.162
Cures personals							
FD14a (freqüència de dificultats)*	.262	-.081	.268	.023	.294	-.076	-.050
FD15a (rentar-se)	-.007	-.018	.008	.071	.864	.070	.109
FD15b (vestir-se)	-.003	.091	-.018	.112	.864	.040	-.018
FD15c (estar sol)	-.015	-.099	-.006	.058	.675	.099	.368
Relacions socials							
FD16a (freqüència de dificultats)*	.061	-.122	.728	-.056	-.029	.136	.015
FD17a (conversar)	.000	.163	.011	-.029	.115	.851	-.053
FD17b (gent desconeguda)	.009	.032	.022	-.024	.179	.789	.084
FD17c (amistat)	.021	.075	.005	.082	-.064	.852	.065
FD17d (nous amics)	-.010	-.061	.087	.049	.036	.786	.222
FD17e (control emocions)	.020	.216	.012	-.078	-.063	.760	.117
Participació							
FD18b (emocionalment afectat)	-.017	.254	.024	.081	-.115	.081	.647
FD18c (càrrega familiar financera)	.028	-.040	-.014	-.042	-.002	-.078	.942
FD18d (participar en activitats comunitàries)	.047	-.040	-.005	.178	-.075	.228	.700
FD18e (barreres o obstacles al voltant)	.015	-.147	.004	.211	-.122	.136	.796
FD20 (vergonya)	.004	.223	.015	-.040	.197	-.025	.602
FD21 (discriminació)	-.021	.059	.015	-.145	.162	-.114	.897
FD22 (càrrega en la vida social de la família)	.038	.109	.023	-.002	.131	.189	.601

* ítems de freqüència

Khi-quadrat: 91.187 (g.ll.: 27); RMSEA= 0.024; les cel·les enfosquides indiquen el millor ajust per cada ítem.

La taula 1 mostra els resultats de l'anàlisi factorial exploratòria, que es va estimar sobre una mostra aleatòria del 50% dels individus. La solució que proporcionava millors resultats seguint el criteri descrit prèviament és aquella amb 7 factors (RMSEA= 0.024). Les càrregues factorials estandarditzades d'aquesta solució es mostren a la taula. En aquesta solució, hi ha dos ítems de freqüència, FD10a (que en teoria pertany a la dimensió de Comprensió i comunicació) i FD16a (que teòricament pertany a la dimensió de Relacions socials) que carregaven en un mateix factor. Així mateix, l'ítem FD14a (de la dimensió teòrica de cures personals) va presentar una càrrega factorial petita en tots els factors (<0.3).

3.2. L'Anàlisi factorial confirmatòria (AFC):

En l'AFC, es van testar i comparar tres models diferents: (a) el model de 7 factors suggerit pels resultats de l'AFE; (b) el model teòric proposat per la OMS, que assumia 6 factors (o dimensions) de discapacitat; (c) un model reduït, en el que es van avaluar els mateixos 6 factors que amb el model b, però no es van incloure els ítems de freqüència que corresponien a la dimensió de Comprensió i comunicació (FD10a), el de la dimensió de Mobilitat (FD12a), el de la dimensió de Cures personals (FD14a) i a la dimensió de Relacions socials (FD16a). Els diagrames corresponents a cadascun d'aquests models estan representats a les figures 1a, 1b i 1c. Finalment, es va especificar i testar un factor de segon ordre que inclogués tots els factors de primer ordre, mitjançant l'AFC. La sintaxi en M-PLUS corresponent als 3 models es pot consultar en l'*apèndix 3*.

En l'estimació del model, es va fer servir el mètode de Mínims Quadrats Ponderats robust (WLSMV en M-PLUS), que utilitza una matriu diagonal de pesos amb errors estàndards robustos i la prova χ^2 ajustada per la mitjana i la variància (mean and variance adjusted χ^2). Es va avaluar la bondat d'ajustament del model amb la valoració dels següents índexs de bondat d'ajustament: (a) Confirmatory Fit Index (CFI), (b) Tucker-Lewis Index (TLI), (c) Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA), i (d) Weighted Root Mean Square Residual (WRRM). Tant el CFI com el TLI indiquen un bon ajust si el seu valor excedeix el 0.95 (Hu and Bentler 1999), RMSEA indica un ajust adequat si el seu valor és inferior a 0.08, i un bon ajust si el seu valor és inferior a 0.05 (Browne and Cudeck 1993), el WRRM indica bon ajust si el seu valor és inferior a 1.0. Altres aspectes que es van tenir en compte a l'hora d'avaluar l'ajust del model van ser: el grau de significació estadística de les càrregues factorials i el fet de que les variàncies residuals no prenguessin valors negatius per cap dels ítems.

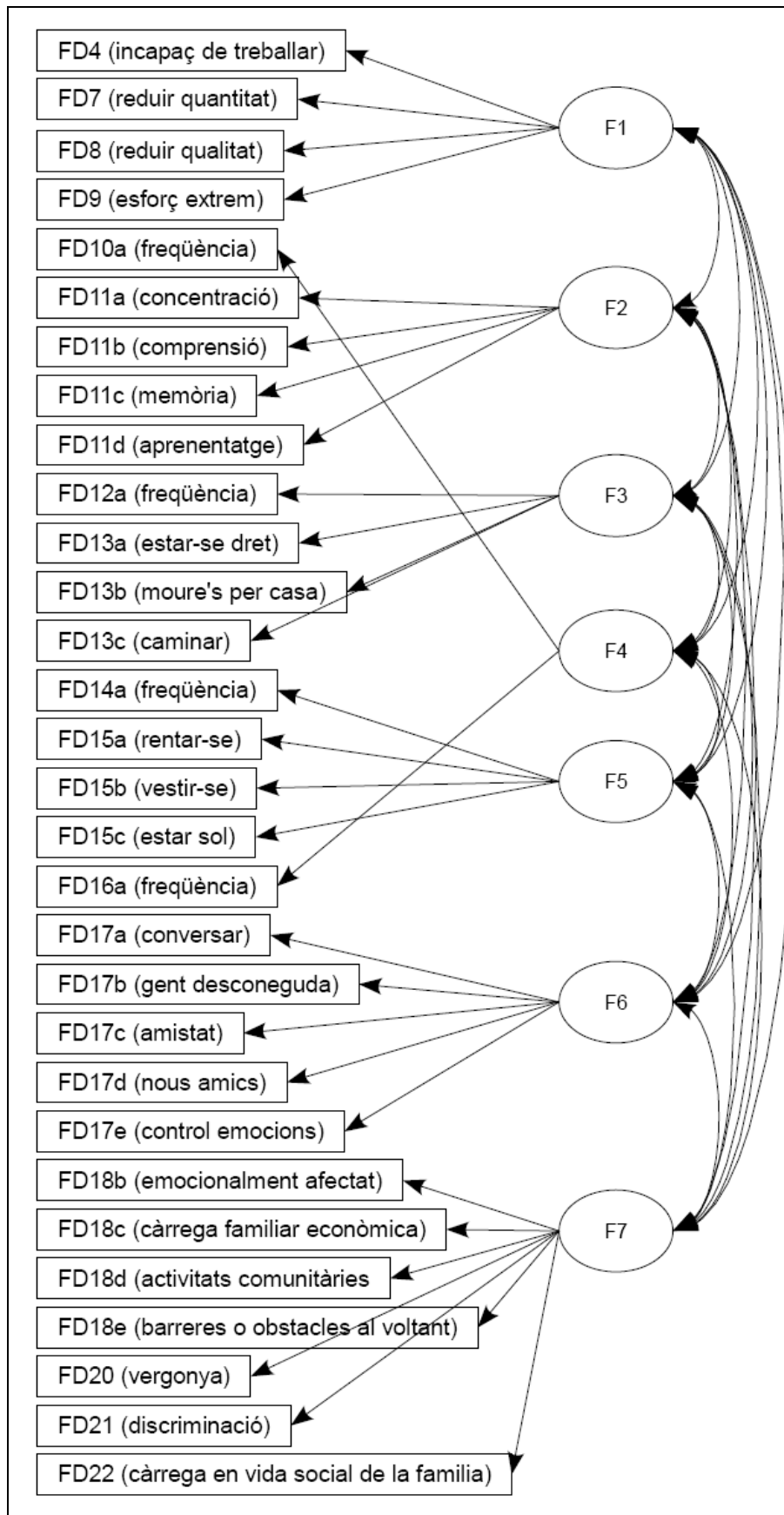


Figura 1. Model (a). Model suggerit pel resultat de l'Anàlisi Factorial Exploratòria

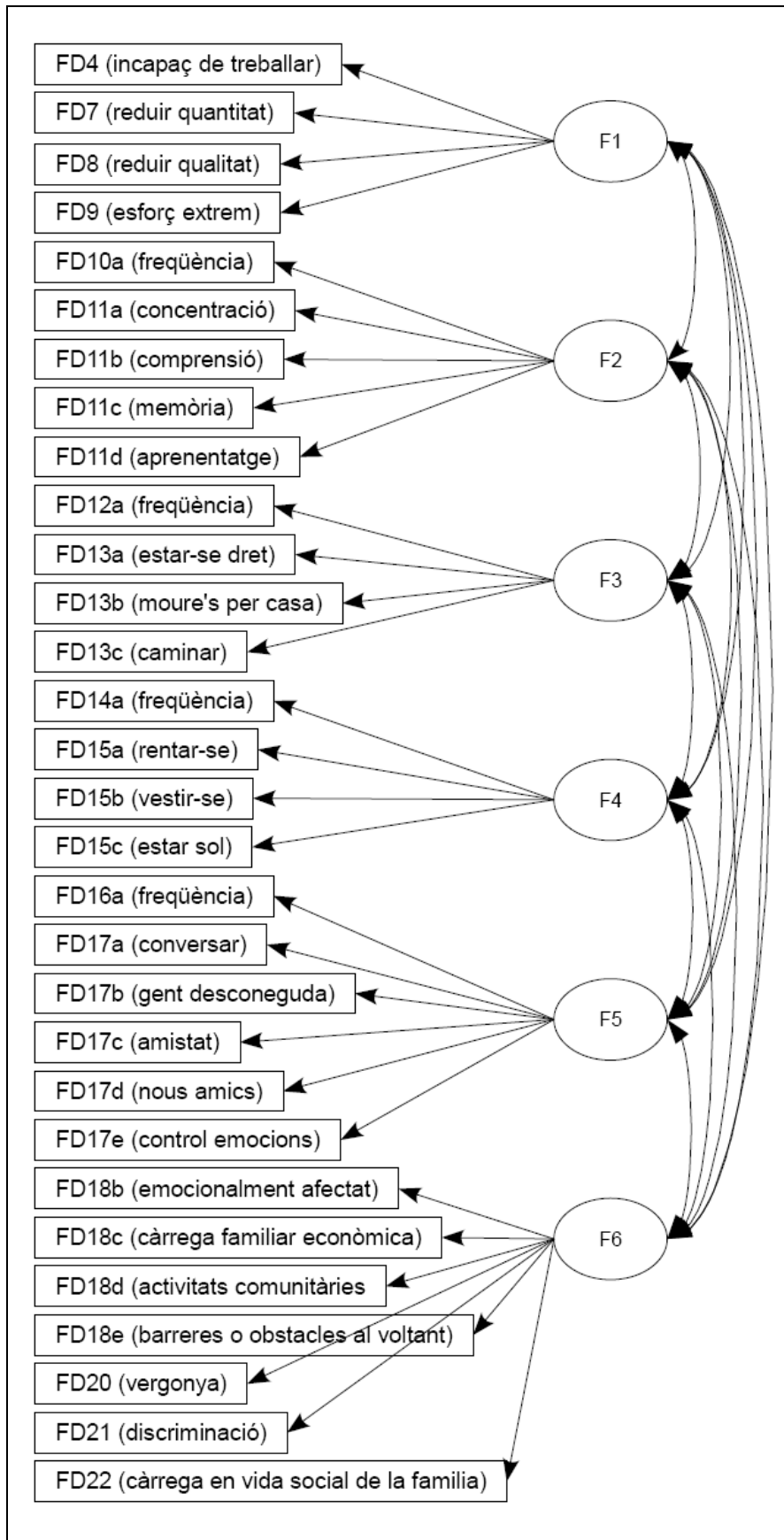


Figura 2. Model (b). Model teòric proposat per la Organització Mundial de la Salut

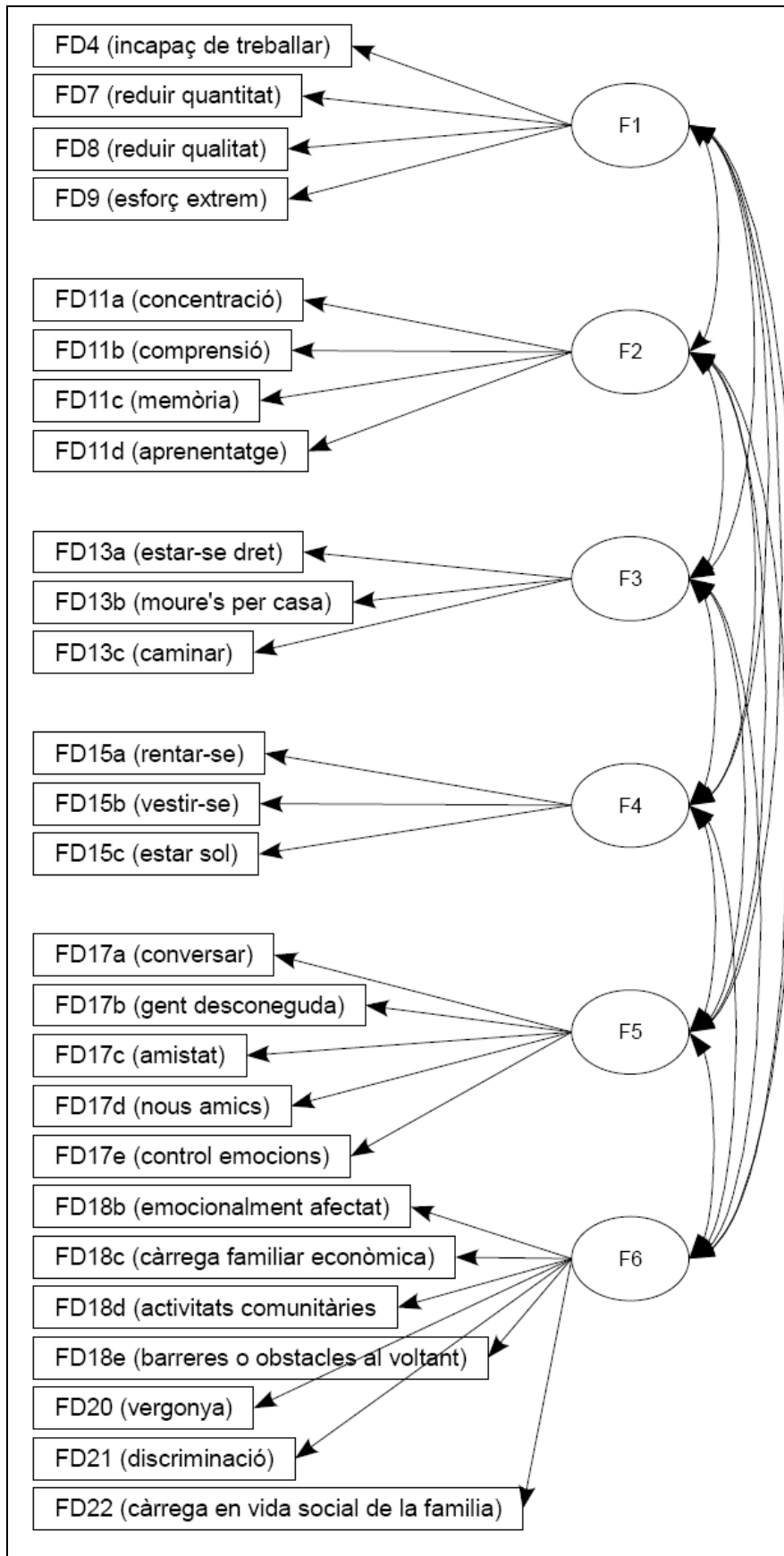


Figura 3. Model (c). Model teòric de la OMS exclouent 4 dels ítems de freqüència

Els resultats dels tres models es presenten en la taula 2.

Taula 2. Resultats de l'anàlisi Factorial Confirmatòria per als 3 models proposats.

Índexs de bondat de l'ajustament		(a) Suggerit AFE	(b) Teòric OMS	(c) Teòric OMS sense ítems de freqüència
χ^2 (GLL)		411.609 (31)	787.403 (32)	118.049(33)
CFI		0.958	0.916	0.992
TLI		0.977	0.956	0.996
RMSEA		0.053	0.073	0.024
WRMR		1.925	2.649	0.969
Càrregues factorials estandaritzades:				
Factor latent	Ítem	Suggerit AFE	Teòric OMS	Teòric OMS sense ítems de freqüència
F1 - Limitació de les activitats quotidianes (LAQ)	FD4 (incapaç de treballar)	0.807	0.816	0.804
	FD7 (reduir la quantitat)	0.791	0.804	0.811
	FD8 (reduir la qualitat)	0.886	0.879	0.877
	FD9 (esforç extrem)	0.925	0.912	0.921
F2 - Comprensió i comunicació (CiC)	FD10a (freqüència)	--	0.396	--
	FD11a (concentració)	0.943	0.938	0.938
	FD11b (comprensió)	0.953	0.948	0.959
	FD11c (memòria)	0.964	0.955	0.961
	FD11d (aprenentatge)	0.946	0.941	0.950
F3 - Mobilitat (Mb)	FD12a (freqüència)	0.589	0.585	--
	FD13a (estar-se dret)	0.962	0.962	0.961
	FD13b (moure's per casa)	0.963	0.964	0.965
	FD13c (caminar)	0.974	0.974	0.973
F4 - Cures personals (CP)	FD14a (freqüència)	0.437	0.431	--
	FD15a (rentar-se)	0.956	0.957	0.969
	FD15b (vestir-se)	0.935	0.935	0.938
	FD15c (estar sol)	0.967	0.967	0.974
F5 - Relacions socials (RS)	FD16a (freqüència)	--	0.414	--
	FD17a (conversar)	0.966	0.962	0.965
	FD17b (gent desconeguda)	0.952	0.948	0.955
	FD17c (amistat)	0.952	0.948	0.955
	FD17d (nous amics)	0.971	0.966	0.967
	FD17e (control emocions)	0.948	0.940	0.948

Taula 2. Resultats de l'anàlisi Factorial Confirmatòria per als 3 models proposats (continuació)

Càrregues factorials estandaritzades:				
Factor latent	Ítem	Suggerit AFE	Teòric OMS	Teòric OMS sense ítems de freqüència
F6- Participació	FD18b (emocionalment afectat)	0.866	0.867	0.863
	FD18c (càrrega familiar econòmica)	0.682	0.680	0.691
	FD18d (activitats comunitàries)	0.945	0.945	0.941
	FD18e (barreres o obstacles al voltant)	0.853	0.853	0.852
	FD20 (vergonya)	0.855	0.854	0.855
	FD21 (discriminació)	0.776	0.774	0.792
	FD22 (càrrega en la vida social familiar)	0.918	0.918	0.916
F7 - Freqüència	FD10a (freqüència)	0.609	--	--
	FD16a (freqüència)	0.646	--	--
Correlacions entre els factors (factor A amb B):				
Factor B	Factor B	Suggerit AFE	Teòric OMS	Teòric OMS sense ítems de freqüència
F2	F1	0.279	0.352	0.279
F3	F1	0.451	0.452	0.421
F3	F2	0.521	0.530	0.540
F4	F1	0.468	0.468	0.372
F4	F2	0.618	0.650	0.649
F4	F3	0.831	0.831	0.843
F5	F1	0.281	0.331	0.281
F5	F2	0.798	0.790	0.798
F5	F3	0.553	0.580	0.585
F5	F4	0.692	0.716	0.729
F6	F1	0.410	0.410	0.409
F6	F2	0.765	0.761	0.765
F6	F3	0.804	0.804	0.814
F6	F4	0.829	0.830	0.846
F6	F5	0.797	0.792	0.797
F7	F1	0.532	--	--
F7	F2	0.573	--	--
F7	F3	0.404	--	--
F7	F4	0.538	--	--
F7	F5	0.474	--	--
F7	F6	0.451	--	--

Dels tres models avaluats, aquell que mostra millors resultats és el (c), que representa el model teòric proposat per la OMS amb 6 dimensions, però sense incloure 4 dels ítems de freqüència. En aquest model, tots els índexs de bondat d'ajustament avaluats indiquen un bon ajust ja que en cap cas superen els punts de tall especificats prèviament. A més a més totes les càrregues factorials estandarditzades són significatives i superiors a 0.80. El pitjor dels models és el (b), el model teòric proposat per l'OMS, ja que per bé que l'índex de Tucker-Lewis es manté dins els estàndards de bon ajustament, aquest model presenta un mal ajustament segons els índexs de bondat d'ajustament CFI, amb un valor inferior a 0.95, i el WRMR, amb un valor molt superior a 1. Així mateix, l'índex RMSEA és igual a 0.7, indicant un ajustament correcte. A més a més, les càrregues factorials estandarditzades de 4 dels ítems de freqüència inclosos van ser inferiors a 0.6, i 3 d'elles properes a 0.4. Per aquesta raó es va decidir estimar el model 3 exclouent aquests ítems de freqüència. Finalment, el model (a), que reproduïx els resultats amb 7 factors obtinguts en l'AFE, mostra un bon ajustament segons els índexs CFI i TLI, essent aquests superiors a 0.95, un ajustament correcte segons l'índex RMSEA, i un mal ajustament segons WRMR, amb un valor igual a 1.925. A més a més, en aquest model, les càrregues factorials estandarditzades dels 4 ítems de freqüència exclosos en el model 3 també van resultar ser les més baixes. Cap dels 3 models va presentar variàncies residuals negatives.

Estimació d'un factor de segon ordre (variable latent global de discapacitat):

No està clar si existeix una variable latent global de discapacitat que reculli les associacions observades entre els diferents factors de primer ordre. Per estudiar aquesta hipòtesi s'ha avaluat un model factorial afegint un únic factor de segon ordre al model (c) estimat anteriorment, que és el que ha presentat millors resultats. Aquest factor de segon ordre actuaria com a variable explicativa de cadascun dels 6 factors de primer ordre. La part afegida d'aquest model respecte al model (c), que únicament contenia factors de primer ordre es mostra a la figura 4.

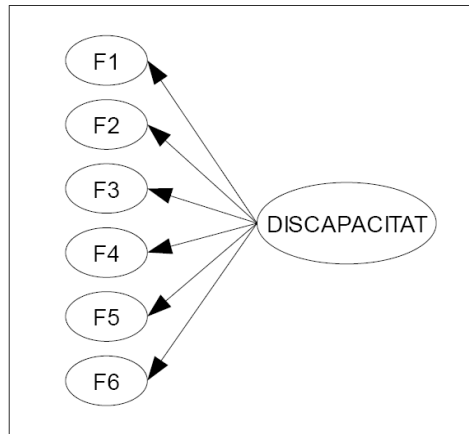


Figura 4. Esquema de la AFC amb un factor de segon ordre aplicat sobre el model (c)

Els resultats d'aquest model es presenten a la taula 3. Tant el CFI, com el TLI i el RMSEA indiquen un bon ajustament, per bé que el WRMR és una mica superior a 1, que és el punt de tall indicador de bon ajustament.

Taula 3. Resultat de la AFC amb un factor de segon ordre sobre el model (c)

Índexs de bondat de l'ajustament:	
χ^2 (GL1)	165.699 (25)
CFI	0.987
TLI	0.991
RMSEA	0.036
WRMR	1.556
Càrregues factorials estandaritzades:	
F1 - Limitació de les activitats quotidianes (LAQ)	0,397
F2 - Comprensió i comunicació (CiC)	0.815
F3 - Mobilitat (Mb)	0.846
F4 - Cures personals (CP)	0.903
F5 - Relacions socials (RS)	0.844
F6- Participació (Pa)	0.953

3.3. Avaluació de la Invariància i l'heterogeneïtat:

Per avaluar la invariància i l'heterogeneïtat de la població entre països, es va estimar un model Factorial confirmatori amb covariables (model MIMIC), on la covariable d'interès van ser els països agrupats en dos: països mediterranis (Espanya, França i Itàlia) i no mediterranis (Alemanya, Bèlgica i Holanda). Aquests models són utilitzats per estudiar els efectes de les covariables en els factors i en els ítems pel que fa a la invariància i l'heterogeneïtat:

- **No-invariància:** Relació directa entre les covariables i els ítems que no està mediada pels factors. Si és significativa per algun dels ítems, voldrà dir que existeix no-invariància deguda a un comportament diferencial de l'ítem en qüestió.
- **Heterogeneïtat de la població:** Estudia la relació entre les covariables i els factors. Si és significativa per algun dels factors vol dir que la mitjana d'aquell factor és diferent per als diferents nivells de la covariable.

L'estimació d'aquest tipus de models amb M-PLUS es realitza en dos passos:

1er pas:

S'estima el model incloent la covariable, països mediterranis (França, Itàlia, Espanya) i no mediterranis (Bèlgica, Alemanya I Holanda). La inspecció dels índexs de modificació indica la possible presència d'algun efecte directe de la covariable en algun dels ítems.

2on pas:

Es torna a estimar el model incloent només els efectes directes detectats després de la inspecció dels índexs de modificació. En aquest model s'avaluarà si la covariable està relacionada de forma significativa amb algun dels factors (Heterogeneïtat) i quins dels efectes directes entre la covariable i els ítems que s'han inclòs en el model són significatius (no-invariància).

Els resultats de l'AFC amb la covariable països mediterranis respecte els no-mediterranis es presenten a la taula 4. La segona columna (model amb covariable) de la taula representa els resultats del primer pas en l'estimació d'aquest tipus de models tal i com s'explica prèviament. La tercera columna (model final amb l'efecte directe) conté els resultats del segon pas de l'estimació.

L'especificació del model en M-PLUS es pot consultar en l'*apèndix 4*.

Taula 4. Resultats de l'AFC amb covariable

	Model amb la covariable	Model Final amb efecte directe
Paràmetres estimats	Paràmetre (EE)	Paràmetre (EE)
γROLEF	-0.074 (0.118)	-0.074 (0.118)
γCOGNIT	0.003 (0.059)	0.003 (0.059)
γMOBILT	0.221 (0.053)*	0.221 (0.053)*
γSLFCARE	-0.055 (0.086)	-0.054 (0.086)
γSOCIAL	0.117 (0.069)	0.117 (0.069)
γPARTI	0.043 (0.042)	0.090(0.04)*
κFD20	--	-0.414 (0.055)*
χ ² (GLL) de la comparació dels dos models [†]	56.014 (1), p-value<0.001	
Índexs de la bondat d'ajust		
χ ² (GML) [#]	160.494 (30)	152.617(30)
CFI	0.992	0.992
TLI	0.996	0.996
RMSEA	0.022	0.022
WRMR	1.201	1.168

* EST/SE > 1.96 (estimador estadísticament significatiu).

Valor Khi-quadrat per a l'estimador de mínims quadrats ponderats ajustats per la mitjana i variància (WLSMV).

† Valor Khi-quadrat per a l'estimador de mínims quadrats ponderats ajustats per la mitjana i la variància (WLSMV) no es pot utilitzar per testar diferències entre els dos models. Per tal de comparar dos models, s'ha utilitzat la instrucció DIFFTEST implementada en M-PLUS V4.2

Els resultats del model incloent només la covariable (col 2 de la taula 4), primer pas en l'estimació, mostren que existeix una relació entre la covariable i la dimensió de mobilitat. Aquest fet indica que la mitjana de mobilitat és diferent per als dos nivells de la covariable.

A més a més, la inspecció dels índexs de modificació per determinar la possible existència d'algun efecte directe mostra un índex de modificació gran (MI= 8.641) per a l'efecte directe entre la covariable i l'ítem FD20 ("vergonya"). El valor d'aquest suggereix la possible existència d'un efecte directe entre la covariable i l'ítem FD20.

Els resultats del model després d'incloure l'efecte directe de la covariable en l'ítem FD20 (columna 3 de la taula 4) mostren que hi ha una relació entre la covariable i els factors de

Mobilitat i Participació (donat que l'estimació/EE >1.96 en ambdós factors). Aquest fet indica que les mitjanes de mobilitat i de participació son diferents per als diferents nivells de la covariable I, per tant, existeix Heterogeneïtat. A més, el valor estadísticament significatiu de l'efecte directe de la covariable en l'ítem FD20 indica la presència de no-invariància. Aquest fet ha estat confirmat per la significació estadística de la prova Khi-quadrat de la comparació entre els dos models ($\chi_1^2=56.014$, p-valor<0.001). L'efecte directe, a més de ser significatiu és negatiu ($\gamma_{FD20}=-0.414$), i per tant, donat un valor concret de la variable latent *Participació*, a la qual pertany l'ítem FD20, els individus de països no-mediterranis tenen menys vergonya.

En un AFC amb covariables, la covariable pot influenciar als factors, i com a conseqüència, també de forma indirecta als ítems relacionats amb aquell factor (heterogeneïtat de la població), o pot influenciar els ítems de forma directa (no-invariància). El que estem fent en realitat és afegir la covariable en el model per predir cadascun dels ítems a partir de les variables latents relacionades amb els ítems.

Donat que en el nostre cas només s'ha detectat l'existència d'un efecte directe entre la covariable i l'ítem FD20, que té com a variable latent relacionada la "Participació", el model que estem estimant és:

$$FD20^* = v_{FD20} + \lambda_{FD20} \cdot PARTIC + \kappa_{FD20} \cdot NO-MEDITERRANI + \epsilon$$

On $FD20^*$ és la variable continua latent corresponent a l'ítem FD20, λ_{FD20} és la càrrega factorial de FD20, v_{FD20} és la constant del model per predir $FD20^*$ i κ_{FD20} és el coeficient corresponent a la covariable (que pren valor de 1 per als països no-mediterranis i valor 0 per als països mediterranis). Donat que κ_{FD20} és estadísticament significatiu, donat un valor fix de la variable latent participació, la mitjana de $FD20^*$ per als països no mediterranis serà $v + \kappa_{FD20} + \lambda_{FD20} \cdot PARTIC$, mentre que la mitjana de $FD20^*$ donat el mateix valor de la variable latent Participació per als països mediterranis és $v + \lambda_{FD20} \cdot PARTIC$.

A més, el factor es relaciona amb la covariable de la següent manera (heterogeneïtat):

$$PARTIC = \gamma_{PARTI} \cdot NO-MEDITERRANI + \zeta$$

$$MOBILITY = \gamma_{MOBIL} \cdot NO-MEDITERRANI + \zeta$$

L'esquema corresponent al model final es presenta a la figura 5.

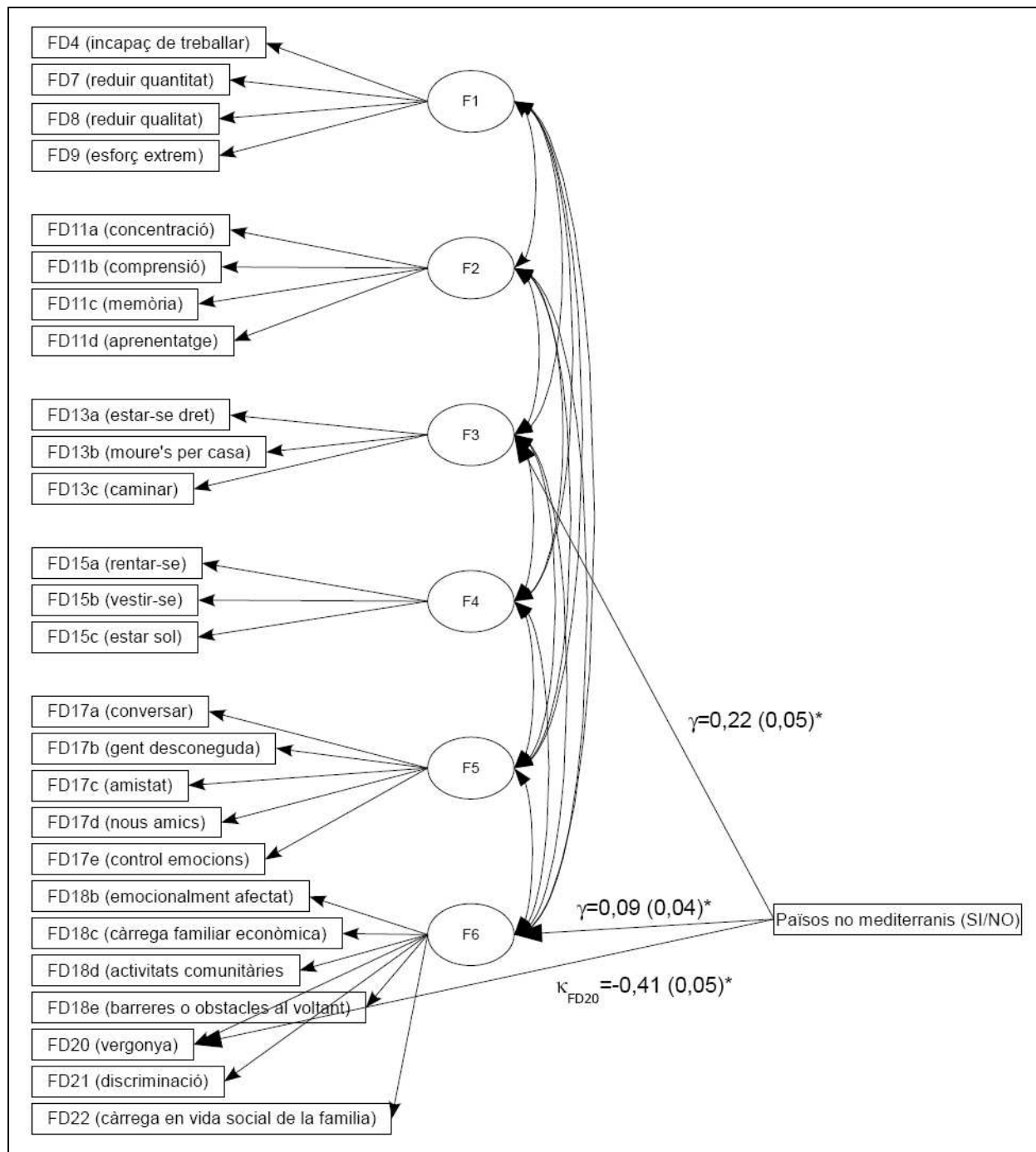


Figura 5. Esquema del model MIMIC estimat

4. Conclusions.

En aquest treball s'ha avaluat l'estructura factorial de la versió del qüestionari de discapacitat funcional WHODAS-II que es va utilitzar en l'estudi ESEMeD (ESEMeD-WHODAS).

L'AFC dut a terme va confirmar la hipòtesi sobre l'estructura factorial del qüestionari ESEMeD-WHODAS en 6 factors. La solució que va proporcionar millors resultats era la de 6 factors en la que s'excloïen els ítems de freqüència de les dimensions de *Comprensió i comunicació* (FD10a), *Mobilitat* (FD12a), *Cures personals* (FD14a) i *Relacions socials* (FD16a) i, per aquesta raó, no es recomana l'ús dels ítems de freqüència per a la obtenció de les puntuacions de cadascun d'aquests quatre factors.

El bons resultats obtinguts de bondat d'ajust del model que incloïa un únic factor de segon ordre recolza l'existència d'una dimensió global de discapacitat.

En l'avaluació de la invariància es va detectar la presència d'un efecte directe entre la covariable i un dels ítems del qüestionari (ítem FD20: "vergonya"), que pertany a la dimensió de "*Participació*". Després de revisar les traduccions de les diferents versions del qüestionari ESEMeD-WHODAS, es va veure que hi havia un error en la traducció de la versió francesa precisament en l'ítem FD20. Aquest error pot ser el causant de la no-invariància, és a dir, de que aquest ítem tingui un funcionament diferent en uns països que en uns altres.

Referències bibliogràfiques

Alonso, J., Angermeyer, M. C., *i cols.* (2004), "Sampling and methods of the European Study of the Epidemiology of Mental Disorders (ESEMED) project," *Acta Psychiatrica Scandinavica (Suppl)*, 8-20.

Browne, M. W. and Cudeck, R. (1993), "Alternative ways of assessing model fit," in *Testing structural equation models*, K. A. Bollen and J. S. Long (eds.), Newbury Park, CA: Sage.

Cochran, W. G. (1977) "Sampling Techniques, 3rd Edition". Wiley: New York.

Flora, D. B. and Curran, P. J. (2004), "An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data," *Psychological Methods*, 9, 466-491.

Hu, L. and Bentler, P. M. (1999), "Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria versus New Alternatives," *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.

Kessler, R. C. and Ustun, T. B. (2004), "The World Mental Health (WMH) Survey Initiative Version of the World Health Organization (WHO) Composite International Diagnostic Interview (CIDI)," *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 13, 93-121.

Long, J. S. (1983), *Confirmatory Factor Analysis: A Preface to Lisrel*, Sage Publications Inc.

Muthén, B. and Asparouhov, T. (2002), "Latent variable analysis with categorical outcomes: Multiple-group and growth modeling in Mplus," *Mplus Web Notes*, 4, 1-22.

Muthén, B. and Satorra, A. (1995), "Complex sample data in structural equation modeling," *Sociological methodology*, 25, 267-316.

Muthén, L. K. and Muthén, B. O. M-PLUS User's Guide. Fifth edition. 1-11-2007. Los Angeles, CA, Muthén & Muthén.

Olsson, U. (1979), "Maximum likelihood estimation of the polychoric correlation coefficient," *Psychometrika*, 44, 443-460.

Satorra, A. and Bentler, P. M. (1988), "Scaling corrections for chi-square statistics in covariance structure analysis," *Proceedings of the American Statistical Association*, 1, 308-313.

Wittchen, H. U. (1994), "Reliability and validity studies of the WHO--Composite International Diagnostic Interview (CIDI): a critical review," *Journal of Psychiatric Research*, 28, 57-84.

Apèndix 1: La versió ESEMeD del qüestionari WHODAS-II (versió en angles)

Life Activities (Domain 5)

	NUMBER OF DAYS (0-30)
FD4. Beginning yesterday and going back 30 days, how many days out of the past 30 were you <u>totally unable</u> to work or carry out your normal activities?	_____ DAYS
FD7. How many days out of the past 30 were you able to work and carry out your normal activities, but had to cut down on what you did or not get as much done as usual?	_____ DAYS
FD8. How many days out of the past 30 did you cut back on the <u>quality</u> of your work or how <u>carefully</u> you worked?	_____ DAYS
FD9. How many days out of the past 30 did it take an extreme effort to perform up to your usual level at work or at your other normal daily activities because of problems with either your physical health, your mental health, or your use of alcohol or drugs?	_____ DAYS

Understanding and Communicating (Domain 1)

FD10. Was there ever a time in the past 30 days when health-related problems caused difficulties with either (READ

SLOWLY) your concentration, memory, understanding, or ability to think clearly?

YES..... 1

NO..... 5 **GO TO *FD12**

FD10a. How many days did you have these difficulties during the past 30 days?

_____ DAYS

FD11. During (that/those NUMBER FROM *FD10a) day(s), how much difficulty did you have in each of the following areas (None, Mild, Moderate, Severe, Don't Know, Refuse:

	NONE	MILD	MOD	SEV	(IF VOL) CANNOT DO
(IF Necessary: None, mild, moderate, or severe difficulty?)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
FD11a. Concentrating on doing something for ten minutes?	1	2	3	4	5
FD11b. Understanding what was going on around you?	1	2	3	4	5

(IF Necessary: None, mild, moderate, or severe difficulty?)	NONE	MILD	MOD	SEV	(IF VOL) CANNOT DO
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
FD11c. Remembering to do important things?	1	2	3	4	5
FD11d. Learning a new task – for example, learning how to get to a new place?	1	2	3	4	5

Getting Around (Domain 2)

FD12. Was there ever a time in the past 30 days when health-related problems caused you difficulties with mobility, such as standing for long periods, moving around inside your home, or getting out of your home?

- YES..... 1
 NO..... 5 **GO TO *FD14**

FD12a. How many days did you have these difficulties during the past 30 days?
 _____ DAYS

FD13. During (that/those NUMBER FROM FD12a) day(s), how much difficulty did you have in each of the following areas:

(IF NEC: none, mild, moderate, or severe difficulty?)	NONE	MILD	MOD	SEV	(IF VOL) CANNOT DO
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
FD13a. Standing for long periods, such as 30 minutes?	1	2	3	4	5
FD13b. Moving around inside your home?	1	2	3	4	5
FD13c. Walking a long distance such as (a kilometer/half a mile)?	1	2	3	4	5

Self-Care (Domain 3)

FD14. Was there ever a time in the past 30 days when health-related problems caused you difficulties with self care, such as washing your whole body, getting dressed, or feeding yourself?

- YES..... 1
 NO..... 5 **GO TO *FD16**

FD14a. How many days did you have these difficulties during the past 30 days?
 _____ DAYS

FD15. (Look at page 26 in your booklet.) During (that/those NUMBER FROM *FD14a) day(s), how much difficulty did you have in each of the following areas:

(IF NEC: none, mild, moderate, or severe difficulty?)	NONE	MILD	MOD	SEV	(IF VOL) CANNOT DO
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
FD15a. Washing your whole body?	1	2	3	4	5
FD15b. Getting dressed?	1	2	3	4	5
FD15c. Staying by yourself for a few days?	1	2	3	4	5

Getting Along With Others (Domain 4)

FD16. Was there ever a time in the past 30 days when health-related problems caused you difficulties either getting along with people, maintaining a normal social life, or participating in social activities?

- YES..... 1
 NO..... 5 GO TO *FD18

FD16a. How many days did you have these difficulties during the past 30 days?

_____ DAYS

FD17. During (that/those NUMBER FROM *FD16a) day(s), how much difficulty did you have in each of the following areas:

(IF NEC: none, mild, moderate, or severe difficulty?)	NONE	MILD	MOD	SEV	(IF VOL) CANNOT DO
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
FD17a. Starting and maintaining a conversation?	1	2	3	4	5
FD17b. Dealing with people you did not know well?	1	2	3	4	5
FD17c. Maintaining friendships?	1	2	3	4	5
FD17d. Making new friends?	1	2	3	4	5
FD17e. Controlling your emotions when you were around people?	1	2	3	4	5

Participation domain

(IF NEC: none, mild, moderate, or severe difficulty?)	NONE	MILD	MOD	SEV	(IF VOL) CANNOT DO
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
FD18b. How much were you emotionally affected by your health during the past 30 days?	1	2	3	4	5

FD18. (IF NEC: none, mild, moderate, or severe difficulty?)	NONE	MILD	MOD	SEV	(IF VOL) CANNOT DO
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
FD18c. How much was your health a drain on the financial resources of you or your family during the past 30 days?	1	2	3	4	5
FD18d. During the past 30 days, how much of a problem did you have in joining in community activities – for example, festivities, religious or other activities – in the same way as anyone else can because of your health?	1	2	3	4	5
FD18e. How much of a problem did you have because of barriers or hindrances in the world around you during the past 30 days?	1	2	3	4	5

FD20. How much embarrassment did you experience because of your health problems during the past 30 days – none, a little, some, a lot, or extreme embarrassment?

- NONE..... 1
- A LITTLE 2
- SOME..... 3
- A LOT..... 4
- EXTREME..... 5

FD21. How much discrimination or unfair treatment did you experience because of your health problems during the past 30 days – none, a little, some, a lot, or extreme unfair treatment?

- NONE..... 1
- A LITTLE 2
- SOME..... 3
- A LOT..... 4
- EXTREME..... 5

FD22. How much did your health-related difficulties interfere with the life and activities of your close friends and family members during the past 30 days – not at all, a little, some, a lot, or extremely?

- NONE..... 1
- A LITTLE 2
- SOME..... 3
- A LOT..... 4
- EXTREMELY..... 5

Apèndix 2. Sintaxi en M-PLUS per a l'anàlisi Factorial Exploratòria

TITLE: EFA WHODAS ESEMeD

DATA:

FILE IS "h:\ESEMED\whodas\sample1_imp30.txt";

VARIABLE:

NAMES ARE caseid fd1 fd2 fd2a fd4 fd7 fd8 fd9 fd10 fd10a fd11a fd11b fd11c
fd11d fd12 fd12a fd13a fd13b fd13c fd14 fd14a fd15a fd15b fd15c fd16 fd16a
fd17a fd17b fd17c fd17d fd17e fd18a fd18b fd18c fd18d fd18e fd19 fd20 fd21
fd22 fd_cogn fd_mob1 fd_slfc fd_outrole fd_stig fd_disc fd_famb wt5part2
stratum nest_sec age_group sex_main country;
USEVARIABLES ARE fd4 fd7 fd8 fd9 fd10a fd11a-fd11d fd12a fd13a-fd13c
fd14a fd15a-fd15c fd16a fd17a-fd17e fd18b fd18c fd18d fd18e fd20 fd21 fd22;

CATEGORICAL ARE fd11a-fd11d fd13a-fd13c fd15a-fd15c fd17a-fd17e
fd18b fd18c fd18d fd18e fd20 fd21 fd22;

WEIGHT IS wt5part2;

MISSING ARE .;

ANALYSIS:

TYPE IS EFA 5 8;
ESTIMATOR IS wlsmv;

OUTPUT: SAMPSTAT;

Apèndix 3. Sintaxi en M-PLUS per a l'anàlisi Factorial Confirmatòria

Model (a): 7 factors suggerit pels resultats de l'AFE

```
TITLE: CFA WHODAS

DATA:
  FILE IS "H:\ESEMED\whodas_MARTINE\sample2_imp30.txt";

VARIABLE:
  NAMES ARE caseid fd1 fd2 fd2a fd4 fd7 fd8 fd9 fd10 fd10a fd11a fd11b fd11c
  fd11d fd12 fd12a fd13a fd13b fd13c fd14 fd14a fd15a fd15b fd15c fd16 fd16a
  fd17a fd17b fd17c fd17d fd17e fd18a fd18b fd18c fd18d fd18e fd19 fd20 fd21
  fd22 fd_cogn fd_mob1 fd_slfc fd_outrole fd_stig fd_disc fd_famb wt5part2
  stratum nest_sec age_group sex_main country;

  USEVARIABLES ARE fd4 fd7 fd8 fd9 fd10a fd11a-fd11d fd12a fd13a-fd13c
  fd14a fd15a-fd15c fd16a fd17a-fd17e fd18b fd18c fd18d fd18e fd20 fd21 fd22 ;

  CATEGORICAL ARE fd11a-fd11d fd13a-fd13c fd15a-fd15c fd17a-fd17e
  fd18b fd18c fd18d fd18e fd20 fd21 fd22;

  WEIGHT IS wt5part2;
  STRATIFICATION stratum;
  CLUSTER nest_sec;
  MISSING ARE .;

MODEL:
  ROLEF by fd4 fd7 fd8 fd9;
  COGNIT by fd11a fd11b fd11c fd11d;
  MOBILT by fd12a fd13a fd13b fd13c;
  SLFCARE by fd14a fd15a fd15b fd15c;
  FRQNCY by fd10a fd16a;
  SOCIAL by fd17a fd17b fd17c fd17d fd17e;
  PARTICI by fd18b fd18c fd18d fd18e fd20 fd21 fd22;

ANALYSIS:
  TYPE IS COMPLEX GENERAL;
  ESTIMATOR IS wlsmv;

OUTPUT:  SAMPSTAT
         standardized;
         modindices;
```

Model (b): Model teòric de 6 factors proposat per l'OMS

```
TITLE: CFA WHODAS

DATA:
  FILE IS "H:\ESEMED\whodas_MARTINE\sample2_imp30.txt";

VARIABLE:
  NAMES ARE caseid fd1 fd2 fd2a fd4 fd7 fd8 fd9 fd10 fd10a fd11a fd11b fd11c
  fd11d fd12 fd12a fd13a fd13b fd13c fd14 fd14a fd15a fd15b fd15c fd16 fd16a
  fd17a fd17b fd17c fd17d fd17e fd18a fd18b fd18c fd18d fd18e fd19 fd20 fd21
  fd22 fd_cogn fd_mob1 fd_slfc fd_outrole fd_stig fd_disc fd_famb wt5part2
  stratum nest_sec age_group sex_main country;

  USEVARIABLES ARE fd4 fd7 fd8 fd9 fd10a fd11a-fd11d fd12a fd13a-fd13c
  fd14a fd15a-fd15c fd16a fd17a-fd17e fd18b fd18c fd18d fd18e fd20 fd21 fd22;
```

```

CATEGORICAL ARE fd11a-fd11d fd13a-fd13c fd15a-fd15c fd17a-fd17e
fd18b fd18c fd18d fd18e fd20 fd21 fd22;

WEIGHT IS wt5part2;
STRATIFICATION stratum;
CLUSTER nest_sec;

MISSING ARE .;

MODEL:
ROLEF by fd4 fd7 fd8 fd9;
COGNIT by fd10a fd11a fd11b fd11c fd11d;
MOBILT by fd12a fd13a fd13b fd13c;
SLFCARE by fd14a fd15a fd15b fd15c;
SOCIAL by fd16a fd17a fd17b fd17c fd17d fd17e;
PARTICI by fd18b fd18c fd18d fd18e fd20 fd21 fd22;

ANALYSIS:
TYPE IS COMPLEX GENERAL;
ESTIMATOR IS wlsmv;

OUTPUT:  SAMPSTAT
         standardized;
         modindices;

```

Model (c): Model reduït que exclou alguns dels ítems de freqüència

```

TITLE:  CFA WHODAS

DATA:
FILE IS "H:\ESEMED\whodas_MARTINE\sample2_imp30.txt";

VARIABLE:
NAMES ARE caseid fd1 fd2 fd2a fd4 fd7 fd8 fd9 fd10 fd10a fd11a fd11b fd11c
fd11d fd12 fd12a fd13a fd13b fd13c fd14 fd14a fd15a fd15b fd15c fd16 fd16a
fd17a fd17b fd17c fd17d fd17e fd18a fd18b fd18c fd18d fd18e fd19 fd20 fd21
fd22 fd_cogn fd_mobl fd_slfc fd_outrole fd_stig fd_disc fd_famb wt5part2
stratum nest_sec age_group sex_main country;

USEVARIABLES ARE fd4 fd7 fd8 fd9 fd11a-fd11d fd13a-fd13c
fd15a-fd15c fd17a-fd17e fd18b fd18c fd18d fd18e fd20 fd21 fd22;

CATEGORICAL ARE fd11a-fd11d fd13a-fd13c fd15a-fd15c fd17a-fd17e fd18b fd18c
fd18d fd18e fd20 fd21 fd22;

WEIGHT IS wt5part2;
STRATIFICATION stratum;
CLUSTER nest_sec;

MISSING ARE .;

MODEL:
ROLEF by fd4 fd7 fd8 fd9;
COGNIT by fd11a fd11b fd11c fd11d;
MOBILT by fd13a fd13b fd13c;
SLFCARE by fd15a fd15b fd15c;
SOCIAL by fd17a fd17b fd17c fd17d fd17e;
PARTICI by fd18b fd18c fd18d fd18e fd20 fd21 fd22;

ANALYSIS:
TYPE IS COMPLEX GENERAL;
ESTIMATOR IS wlsmv;

OUTPUT:  SAMPSTAT
         standardized;
         modindices;

```

Apèndix 4. Sintaxi en M-PLUS per a l'avaluació de la invariància i l'heterogeneïtat

Pas 1. Efectes indirectes:

```
INPUT INSTRUCTIONS

TITLE:   CFA WHODAS

DATA:
  FILE IS "H:\2_FEINA\ESEMED\whodas_MARTINE\whodas_data_imp30.txt";

VARIABLE:
  NAMES ARE caseid fd1 fd2 fd2a fd4 fd7 fd8 fd9 fd10 fd10a fd11a fd11b fd11c
  fd11d fd12 fd12a fd13a fd13b fd13c fd14 fd14a fd15a fd15b fd15c fd16 fd16a
  fd17a fd17b fd17c fd17d fd17e fd18a fd18b fd18c fd18d fd18e fd19 fd20 fd21
  fd22 fd_cogn fd_mobl fd_slfc fd_outrole fd_stig fd_disc fd_famb wt5part2
  stratum nest_sec age_group sex_main country country5 country2;

  USEVARIABLES ARE fd4 fd7 fd8 fd9 fd11a-fd11d fd13a-fd13c
  fd15a-fd15c fd17a-fd17e fd18b fd18c fd18d fd18e fd20 fd21 fd22 begenl ;

  CATEGORICAL ARE fd11a-fd11d fd13a-fd13c fd15a-fd15c fd17a-fd17e fd18b fd18c
  fd18d fd18e fd20 fd21 fd22;

  WEIGHT IS wt5part2;
  STRATIFICATION stratum;
  CLUSTER nest_sec;

  MISSING ARE . ;

DEFINE:
  IF (COUNTRY EQ 0 OR COUNTRY EQ 2 OR COUNTRY EQ 4) THEN begenl=1;
  IF (COUNTRY NE 0 AND COUNTRY NE 2 AND COUNTRY NE 4) THEN begenl=0;

MODEL:
  ROLEF by fd4 fd7 fd8 fd9;
  COGNIT by fd11a fd11b fd11c fd11d ;
  MOBILT by fd13a fd13b fd13c;
  SLFCARE by fd15a fd15b fd15c;
  SOCIAL by fd17a fd17b fd17c fd17d fd17e;
  PARTICI by fd18b fd18c fd18d fd18e fd20 fd21 fd22;

  ROLEF COGNIT MOBILT SLFCARE SOCIAL PARTICI ON begenl;
  fd4-fd22 on begenl@0;

OUTPUT:  SAMPSTAT
         standardized
         modindices (5) tech1;
ANALYSIS: ESTIMATOR IS WLSMV;
          TYPE IS COMPLEX GENERAL;
          DIFFTEST IS modelh1.dat;
```

Pas 2. Introducció dels efectes directes:

INPUT INSTRUCTIONS

TITLE: CFA WHODAS

DATA:

FILE IS "h:\ESEMED\whodas_MARTINE\whodas_data_imp30.txt";

VARIABLE:

NAMES ARE caseid fd1 fd2 fd2a fd4 fd7 fd8 fd9 fd10 fd10a fd11a fd11b fd11c
fd11d fd12 fd12a fd13a fd13b fd13c fd14 fd14a fd15a fd15b fd15c fd16 fd16a
fd17a fd17b fd17c fd17d fd17e fd18a fd18b fd18c fd18d fd18e fd19 fd20 fd21
fd22 fd_cogn fd_mobl fd_slfc fd_outrole fd_stig fd_disc fd_famb wt5part2
stratum nest_sec age_group sex_main country country5 country2;

USEVARIABLES ARE fd4 fd7 fd8 fd9 fd11a-fd11d fd13a-fd13c
fd15a-fd15c fd17a-fd17e fd18b fd18c fd18d fd18e fd20 fd21 fd22 begenl ;

CATEGORICAL ARE fd11a-fd11d fd13a-fd13c fd15a-fd15c fd17a-fd17e fd18b fd18c
fd18d fd18e fd20 fd21 fd22;

WEIGHT IS wt5part2;
STRATIFICATION stratum;
CLUSTER nest_sec;

MISSING ARE . ;

DEFINE:

IF (COUNTRY EQ 0 OR COUNTRY EQ 2 OR COUNTRY EQ 4) THEN begenl=1;
IF (COUNTRY NE 0 AND COUNTRY NE 2 AND COUNTRY NE 4) THEN begenl=0;

MODEL:

ROLEF by fd4 fd7 fd8 fd9;
COGNIT by fd11a fd11b fd11c fd11d ;
MOBILT by fd13a fd13b fd13c;
SLFCARE by fd15a fd15b fd15c;
SOCIAL by fd17a fd17b fd17c fd17d fd17e;
PARTICI by fd18b fd18c fd18d fd18e fd20 fd21 fd22;

ROLEF COGNIT MOBILT SLFCARE SOCIAL PARTICI ON begenl;
fd20 ON begenl;

OUTPUT: SAMPSTAT

standardized
modindices (3.84) tech1;

SAVEDATA: DIFFTEST IS modelh1.dat;

ANALYSIS: ESTIMATOR IS WLSMV;

TYPE IS COMPLEX GENERAL;

