
ADAPTATION AND VALIDATION OF A CLINICAL COMPETENCE QUESTIONNAIRE & RESULTS FROM AN EMPIRICAL STUDY

Mariana Bacheva

Southwestern University “Neofit Rilski”, Bulgaria, bacheva@swu.bg

Stanislava Stoyanova

Southwestern University “Neofit Rilski”, Bulgaria, avka@swu.bg

Abstract: In recent years, there has been a growing global interest in studying the competencies of nurses and midwives. As a result, various instruments and scales have been developed to measure the clinical competence of these professionals. However, in the Bulgarian context, such an instrument is lacking, which necessitates the need for adapting a similar tool for the needs of nursing and midwifery students in Bulgaria. In this study, our aim is to present the adaptation of one of these instruments, focused on measuring self-assessment of students regarding their clinical competence. The goal of the research is to adapt the Clinical Competence Questionnaire (CCQ) by Liou and Cheng (2014). The empirical study involves validating through factor analysis. The results confirm the acceptability of the factor model, demonstrating its compatibility and ability to explain variability in responses to the Clinical Competence Questionnaire. This supports the validity of the adapted instrument and its ability to measure the perceived clinical competence of nursing and midwifery students. The questionnaire is applicable and valid for measuring the clinical competence of nurses and midwives. The study supports the validity and reliability of the questionnaire.

Keywords: adaptation, validity, clinical competence, nurses, midwives

АДАПТАЦИЯ И ВАЛИДАЦИЯ НА ВЪПРОСНИК ЗА КЛИНИЧНА КОМПЕТЕНТНОСТ: РЕЗУЛТАТИ ОТ ФАКТОРЕН АНАЛИЗ

Мариана Бачева

ЮЗУ “Неофит Рилски”, България, bacheva@swu.bg

Станислава Стоянова

ЮЗУ “Неофит Рилски”, България, avka@swu.bg

Резюме: През последните години в световен мащаб се наблюдава растящ интерес към изследвания свързани с изследване компетентностите на медицинските сестри и акушерки. В този смисъл, се разработват различни инструменти и скали за измерване на клиничната компетентност на тези професионалисти. Въпреки това, в български контекст липсва такъв инструмент, което налага необходимостта от адаптиране на подобен инструмент за нуждите на студентите медицински сестри и акушерки в България. В настоящото изследване имаме за цел да представим адаптацията на един от тези инструменти, фокусиран за измерване самооценката на студентите относно тяхната клинична компетентност. Целта на изследването е адаптация на Въпросник за клинична компетентност (Clinical Competence Questionnaire- CCQ) на Лиу и Ченг (Liou&Cheng, 2014). Емпиричното изследване включва валидация чрез прилагане на факторен анализ. Резултатите от анализа показват, че факторния модел е приемлив, като потвърждава съвместимостта на факторите и тяхната способност да обяснят вариабилността в отговорите на въпросника за клинична компетентност. Това подкрепя валидността на адаптирания инструмент и неговата способност да измерва възприетата клинична компетентност на студентите медицински сестри и акушерки. Въпросникът е приложим и валиден за измерване на клиничната компетентност на медицинските сестри и акушерки. Изследването подкрепя

валидността и надеждността на въпросника.

Ключови думи: адаптация, валидност, клинична компетентност, медицински сестри, акушерки

1. ВЪВЕДЕНИЕ

Компетентността в медицинската сестринска/ акушерска практика включва мотиви, нагласи, ценности, знания, умения, способности, личностни черти, „Аз- образ “ и поведение, които се проявяват при изпълнението на професионални задачи (Whelan, 2006). Тя също така включва знания, умения, личностни качества, отношения и способността да се интегрират когнитивни, афективни и психомоторни умения при предоставяне на сестринска грижа (Olsson, 1999; Митева, 2018; Андонова, 2022; Bing- Jonsson et al., 2016). Професионалната компетентност на медицинските сестри/ акушерки се основава на обичайното и разумното

използване на комуникация, знания и технически умения, клинични разсъждения, емоции, ценности и размисли (Epstein & Hubert, 2002; Дойновска). Тук също така се включват способности, необходими за ефективно изпълнение на тяхната роля и сестрински отговорности, както и мотивацията да използват своите способности и да допринасят за ползата на другите (Fukada, 2018).

В световен мащаб се използват различни инструменти за оценка компетентността на медицинските сестри: Холстична скала за компетентност на медицинските сестри (Holistic Nursing Competence Scale- HNCS) (Takase & Teraoka, 2011); Скала за сестринска компетентност (Nurse Competence Scale- NCS) (Meretoja et al., 2004); Скала за сестринска професионална компетентност (Nurse Professional Competence Scale- NPC), (Nilsson et al., 2014); шестизмерната скала на Швириан; въпросникът за сестрински компетенции на Bartlett et al.; инструментът KAAI (Schwirian, 1978; Olson, 1999; Norman et al., 2002); и други подобни инструменти.

Подобен инструмент за оценка на клиничната компетентност е Въпросник за клинична компетентност на Лиу и Ченг - Clinical Competence Questionnaire (CCQ) (Liou & Cheng, 2014). Той е разработен в Тайван, като се фокусира основно върху самооценката на студентите за тяхната възприета клинична компетентност. Този въпросник измерва възприятието на медицинските сестри относно тяхната клинична компетентност, придобита по време на обучението (Liou & Cheng, 2014). Авторите се основават на модела на Патриша Бенер за етапите на развитие на клиничната компетентност „От начинаещ до експерт“ (Benner, 1982).

2. ЦЕЛ

Целта на настоящото изследване е да представи факторния анализ, като част от адаптацията на въпросника за клинична компетентност за български условия. Чрез тази адаптация се стремим да предложим инструмент за изследване нивото на клинична компетентност, както я възприемат студентите медицински сестри/ акушерки в България.

3. МЕТОДИ ЗА ОБРАБОТКА НА ДАННИТЕ

Резултатите са обработени с помощта на SPSS 23 (IBM Corp., 2015) и JASP 0.17.0. (JASP Team, 2022). За анализа на данните в процеса на адаптация на въпросника са използвани следните методи: дескриптивна статистика, критерий на Шапиро- Уилк за проверка нормалността на разпределението, факторен анализ, оценка на вътрешната консистентност чрез алфа на Кронбах и омега на МакДоналд, разделяне на теста на две половини за проверка на надеждността на данните, корелационен анализ с коефициент на корелация на Спирман, непараметрични методи като Ман- Уитни тест за междугрупови различия, и Байзиева статистическа процедура за оценка вероятността за потвърждаване на хипотезите.

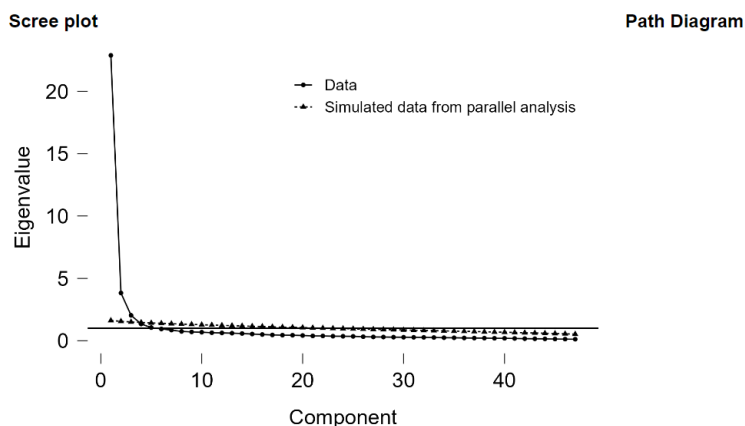
4. РЕЗУЛТАТИ

В оригиналната методика (Liou & Cheng, 2014) авторите използват паралелен факторен анализ, базиран на метода на главните компоненти с косогълна ротация, за групиране на променливите във въпросника. Уникалността на променливите, които не се обясняват от факторния анализ, варира от 0,231 до 0,613. Това съответства на индекси на комуналност между 0,387 до 0,769, които са над препоръчителната минимална стойност от 0, 20 за общата част от променливата, обяснена от факторния анализ (Yong & Pearce, 2013).

В нашите изследвания върху въпросника са извлечени три фактора на база стойността на eigenvalue, която отразява количеството от обяснената дисперсия на оригиналните променливи от въпросника. За настоящите данни стойността eigenvalue е по- висока: 22,887 за първия компонент, 3,829 за втория и 2,038 за третия компонент, в сравнение със стойностите на eigenvalue при случаен набор от данни (Михайлова, Ц., 2020).

Тестът „сипей“ на Кетъл се използва за обосновка на факторното решение. Той показва графично представяне на броя фактори, като се отчита стръмният наклон на графиката преди да стане полегата и почти хоризонтална. В случая на въпросника за клинична компетентност се тълкуват три фактора (Cattel, 1966; Costello & Osborne, 2005) (фиг.1)

Фигура 1 Резултати от теста „сипей“ на Кетъл за определяне броя на факторите, които се тълкуват във въпросника за клинична компетентност



Адекватността на факторния модел се оценява чрез индекса хи-квадрат. Данните показват, че индексът хи-квадрат има значимост $p < 0,001$, а стойността на хи-квадрат, разделена на степените на свобода, е 4,04. Това се нарежда в диапазона между 5 и 2, което е съвместимо с адекватен факторен модел, съгласно препоръките на Ноорег et al (2008). Индексът на адекватност на факторния модел КМО (Kaiser- Meyer- Olkin Measure of Simpling Adequacy), е 0,971, а равнището на значимост на Бартлет тест е по-малко от 0,001, което показва, че резултатите от факторния анализ са достойни за тълкуване.

Индексът на адекватност на факторния модел RMSEA (root mean square error of approximation) е 0,073 [0,071-0,076], като горната граница на доверителния интервал е под 0,08, което означава приемлив факторен модел и относителна адекватност на данните. Първият фактор обяснява 26,1% от дисперсията, вторият 18,5%, а третият фактор обяснява 16,5% от дисперсията. Тези три фактора общо обясняват 61,2% от дисперсията на отговорите на изследваните лица.

Таблица 1. Тегла на айтемите от въпросника за клинична компетентност след ротацията на факторните оси (вкл. айтем 8).

Номера на айтемите	Първи фактор Професионално поведение и общо представяне на медицинската сестра	Втори фактор Професионално-технически умения на медицинската сестра	Трети фактор Основни (манипулативни) сестрински умения и осъществяване на грижи
QCC10	0,861	0,005	-0,190
QCC7	0,829	-0,217	0,085
QCC11	0,810	0,218	-0,224
QCC6	0,800	-0,083	0,004
QCC12	0,799	0,037	-0,190
QCC14	0,776	0,095	-0,052
QCC16	0,770	-0,173	0,127
QCC15	0,761	0,148	-0,080
QCC5	0,757	-0,228	0,128
QCC2	0,725	-0,162	0,151
QCC9	0,722	-0,372	0,323
QCC4	0,710	0,208	-0,143
QCC3	0,676	0,062	0,044
QCC19	0,617	0,212	-0,012
QCC20	0,599	0,308	-0,021
QCC13	0,592	0,223	-0,180
QCC18	0,581	0,251	0,045
QCC22	0,534	0,295	-0,011

Номера на айтемите	Първи фактор Професионално поведение и общо представяне на медицинската сестра	Втори фактор Професионално- технически умения на медицинската сестра	Трети фактор Основни (манипулативни) сестрински умения и осъществяване на грижи
QCC17	0,528	0,073	0,213
QCC29	0,508	-0,052	0,379
QCC1	0,493	0,006	0,231
QCC8	0,486	-0,511	0,511
QCC21	0,459	0,094	0,239
QCC27	0,440	0,521	-0,106
QCC28	0,377	0,019	0,450
QCC26	0,366	0,334	0,196
QCC25	0,298	-0,118	0,634
QCC24	0,187	0,032	0,627
QCC33	-0,134	0,158	0,835
QCC31	-0,134	0,417	0,624
QCC34	-0,121	0,177	0,808
QCC23	0,113	0,259	0,428
QCC39	0,113	0,322	0,444
QCC41	0,109	0,551	0,267
QCC37	-0,109	0,691	0,300
QCC36	0,095	-0,139	0,809
QCC38	-0,087	0,689	0,285
QCC45	-0,069	0,890	0,007
QCC30	0,061	0,447	0,370
QCC43	-0,057	0,917	-0,023
QCC40	0,056	0,764	0,040
QCC32	-0,036	-0,013	0,813
QCC47	0,032	0,411	0,424
QCC35	-0,031	0,110	0,778
QCC46	-0,019	0,914	-0,131
QCC44	-0,017	0,966	-0,152
QCC42	0,007	0,739	0,088

Забележка: удебелени са факторните тегла на айтемите по фактора, по който се разпределят

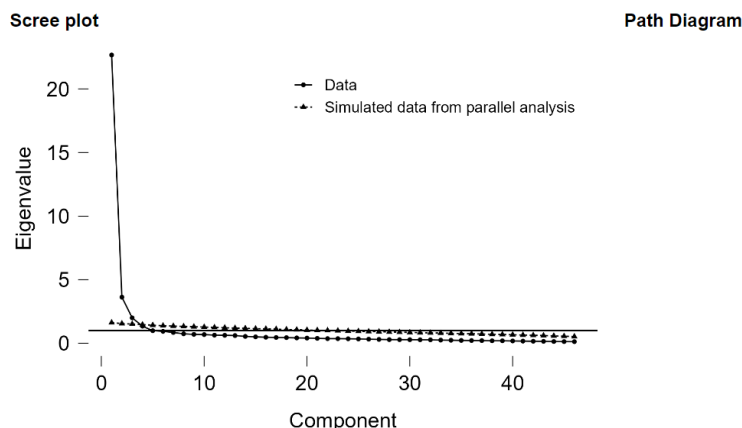
В българските данни само айтем 8 има факторни тегла над 0,5 по повече от един фактор, но премахването му не променя разпределението на останалите айтеми по факторите. В българския вариант на въпросника айтем 8 не се използва при изчисляването на балове по субскалите на въпросника, за да запази сходство с оригиналния въпросник. Аналогично е и за айтем 25, който също има високи факторни тегла, но не се включва в баловите по субскалите в българския въпросник. Извършен е повторен паралелен факторен анализ, използвайки метода на главните компоненти с косоъгълна ротация на факторните оси, за да се групират променливите във въпросника без айтем 8.

Необяснената уникалност на променливите варира от 0,218 до 0,616, което отговаря на индекси на комуналност между 0,384 и 0,782. Тези стойности са по- високи от минималната препоръчвана прагова стойност от 0,20, която определя количеството от променливата, обяснено от факторния анализ (Yong & Pearce, 2013).

Съгласно Михайлова (2020), бяха извлечени три фактора от въпросника въз основа на стойността на eigenvalue. При реалните данни, стойностите на eigenvalue са по- високи: 22,667 за първия фактор, 3,625 за втория и 1,997 за третия фактор. В сравнение, при случаен набор от данни, стойностите на eigenvalue са по- ниски: 1,615 за първия фактор, 1,553 за втория и 1,500 за третия фактор.

Факторното решение е обосновано и чрез теста „сипей“ на Кетъл, който показва, че при въпроска за клинична компетентност се тълкуват три фактора (Cattel, 1966; Costello & Osborne, 2005)(фиг.2)

Фигура 2. Резултати от теста „сипей“ на Кетъл, относно броя фактори, които си заслужава да се тълкуват (без айтем 8)



При настоящите данни без айтем 8, индексът на хи- квадрат показва значимост $p < 0,001$. Стойността на хи-квадрат, разделена на степените на свобода (3640,435/900), е 4,04, което се нарежда между 5 и 2, както е препоръчително за адекватен факторен модел според Ноорег et al.(2008).

Индексът за адекватност на факторния модел без айтем 8, измерен чрез КМО е 0,972, а равнището на значимост на Бартлет теста е по- малко от 0,001. Това означава, че данните са подходящи за провеждане на експлораторен факторен анализ, тъй като променливите са взаимосвързани и следват определен модел (Yong & Pearce, 2013). Резултатите от факторния анализ си заслужава да бъдат тълкувани/ интерпретирани.

Индексът на адекватност на факторния модел (RMSEA) е 0,073 [0,071-0,076], като горната граница на доверителния интервал на индекса е под 0,08, което означава, че моделът е приемлив (Vittersø et al., 2002; Bentler & Bonnet, 1980; Ноорег et al.,2008) и демонстрира относителна адекватност (Hu & Bentler, 1999), в сравнение с точковата система RMSEA (Browne, 2002).

Индексът за адекватност на факторния модел SRMR (Standardised Root Mean Square Residual) при българските данни е 0,036, което показва, че моделът е приемлив, тъй като стойността на SRMR е под праговата стойност от 0,10, според Lages и колеги (2018). Според други автори, за приемлив факторен модел се приема стойност под 0,05 (Ноорег et al., 2008; Hu & Bentler, 1999).

Първият извлечен фактор обяснява 26,7% от дисперсията на променливите в него, вторият извлечен фактор обяснява 17,9% , а третият извлечен фактор обяснява 16,9% от дисперсията на променливите в него. Всичките три фактора общо обясняват 61,5% от дисперсията на отговорите на изследваните лица по айтемите от въпросника за клинична компетентност (без айтем 8).

Таблица 3 Тегла на айтемите от въпросника за клинична компетентност спрямо извлечените фактори след ротацията на факторните оси (без айтем 8).

Номера на айтемите	Първи фактор	Втори фактор	Трети фактор
QCC10	0,870	0,006	-0,204
QCC7	0,849	-0,224	0,063
QCC6	0,815	-0,100	-0,003
QCC11	0,814	0,201	-0,214
QCC12	0,806	0,026	-0,190
QCC16	0,789	-0,214	0,139
QCC14	0,785	0,079	-0,052
QCC5	0,779	-0,247	0,115
QCC15	0,768	0,128	-0,075
QCC9	0,748	-0,380	0,292
QCC2	0,745	-0,191	0,150
QCC4	0,714	0,192	-0,135
QCC3	0,687	0,045	0,042
QCC19	0,621	0,200	-0,013

QCC20	0,602	0,287	-0,011
QCC13	0,592	0,212	-0,171
QCC18	0,586	0,234	0,049
QCC17	0,541	0,040	0,222
QCC22	0,536	0,276	-0,001
QCC29	0,527	-0,091	0,384
QCC1	0,507	-0,024	0,236
QCC21	0,471	0,050	0,261
QCC27	0,436	0,509	-0,095
QCC28	0,397	-0,024	0,458
QCC26	0,372	0,304	0,210
QCC25	0,322	-0,176	0,651
QCC24	0,207	-0,031	0,652
QCC31	-0,126	0,359	0,658
QCC39	0,122	0,286	0,457
QCC36	0,122	-0,208	0,832
QCC23	0,120	0,222	0,445
QCC33	-0,116	0,083	0,874
QCC37	-0,113	0,672	0,314
QCC41	0,110	0,540	0,268
QCC34	-0,104	0,112	0,837
QCC38	-0,092	0,673	0,297
QCC45	-0,084	0,917	-0,009
QCC43	-0,074	0,947	-0,040
QCC30	0,065	0,410	0,392
QCC40	0,046	0,777	0,031
QCC47	0,038	0,385	0,431
QCC46	-0,038	0,953	-0,154
QCC44	-0,037	1,001	-0,170
QCC32	-0,014	-0,090	0,850
QCC35	-0,011	0,043	0,806
QCC42	-0,003	0,747	0,084

Забележка: удебелени са факторните тегла на айтемите по фактора, по който се разпределят

В България са извлечени три фактора въз основа на въпросника за клинична компетентност (виж таблица 3). Първият фактор е наречен „Професионални поведения на медицинската сестра“ и включва айтеми с номера от 1 до 16. Вторият фактор се нарича „Основни умения на медицинската сестра“ и съдържа 12 айтема с номера от 32 до 36, 38,39, от 42 до 45 и 47. Третият фактор се нарича „Общо представяне“ и включва 12 айтема с номера от 17 до 24 и от 26 до 29. За разлика от оригиналната разработка, в която присъства четвърти фактор „Напреднали умения на медицинската сестра“, включващ 6 айтема с номера 30, 31, 37, 40, и 46 (Liou & Cheng, 2014), в българската извадка липсва четвъртия фактор.

В България първият извлечен фактор съдържа почти всички айтеми от фактора „Професионални поведения на медицинската сестра“, извлечени от Тайван (айтеми от 1 до 7 от 9 до 16, без айтем 8). Освен това, към първия извлечен фактор в България се включват и почти всички айтеми от фактора „Общо представяне“ (айтеми от 17 до 22, от 26 до 29, без айтеми 23, 24, 27, 28). Поради това, първият извлечен фактор в България може да се нарече “Професионално поведение и общо представяне на медицинската сестра“ и включва айтеми, свързани с безопасност на грижите и етично отношение, професионално поведение, оценка на потребностите от грижи, планиране и документиране на грижата.

В България вторият извлечен фактор включва почти всички айтеми от фактора „Напреднали умения на медицинската сестра“, извлечен в Тайван (айтеми 30,37,40,41,без айтем 31). Той също така включва значителен брой айтеми от фактора „Основни умения на медицинската сестра“, извлечени в Тайван (айтеми 38, от 42 до 45, без айтеми от 32 до 36, 39 и 47). Поради съдържанието на айтемите в него, този фактор може да се нарече „Професионално-технически умения на медицинската сестра“.

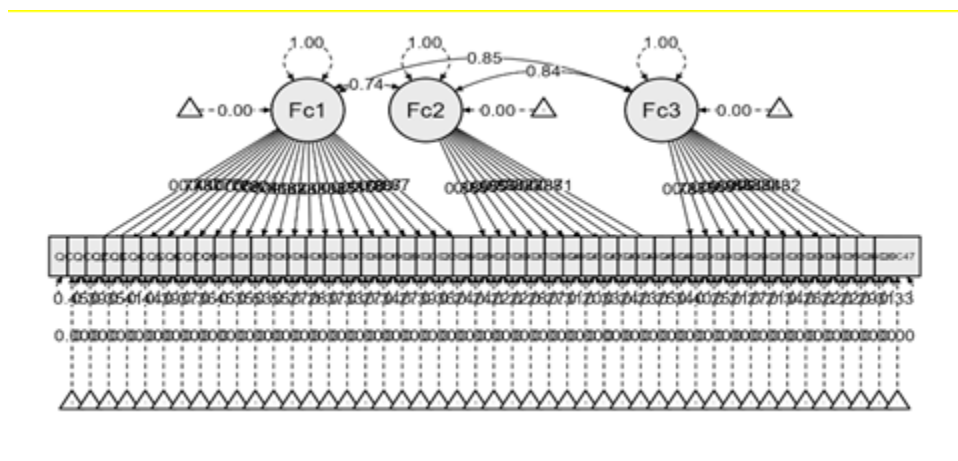
В България третият извлечен фактор включва останалите айтеми от фактора „Основни умения на медицинската сестра“, извлечен в Тайван (айтеми от 32 до 36, 39, 47), един айтем от фактора „Напреднали умения на медицинската сестра“, извлечен в Тайван (айтем 31), три айтема от фактора „Общо представяне“, извлечен в Тайван (айтеми 23,24,28), както и айтем 25, който е изключен от субскалите в Тайван. Поради съдържанието на айтемите в него, този фактор може да се нарече „Основни (манипулативни) сестрински умения и осъществяване на грижи“.

Използвайки софтуера JASP, беше извършен конфирматорен факторен анализ, като за построяването на факторен модел при ординални данни е приложен методът на диагоналните претеглени най- малки квадрати (DWLS)(Li, 2016). Резултатите потвърждават трите фактора във въпросника за клинична компетентност.

Факторният модел, получен при конфирматорния факторен анализ на въпросника за клинична компетентност, успешно описва изходните данни със значителни стойности за КМО (0,947) и ниско ниво на значимост според Бартлетт тест (под 0,001).

Факторната структура на клиничната компетентност, представена на Фигура 3, е потвърдена от експлораторния факторен анализ, който открива три извлечени фактора и разпределението на айтемите според тях.

Фигура 3. Конфирматорен факторен модел на благополучието като позитивен ефект и липса на негативен ефект



5. ОБСЪЖДАНЕ

В настоящото изследване използваме индекса за адекватност на факторния модел (SRMR), при което се получава стойност 0,036, която е по-ниска от 0,10. Това ни дава основание да заключим, че факторния модел е приемлив (Lages et al., 2018). Същевременно, при сравнение с други изследвания, стойностите на индекса са под 0,05, което допълнително потвърждава приемливостта на факторния модел (Ноорег et al., 2008; Ну & Bentler, 1999). Тези резултати ни позволяват да направим следните изводи: факторният модел, базиран на представените фактори, е съвместим със събраните данни и успешно обяснява вариабилността в отговорите на въпросника за клинична компетентност.

6. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Нашето изследване потвърждава приемливостта на факторния модел, базиран на представените фактори, за обясняване на вариабилността в отговорите на въпросника за клинична компетентност. Това подкрепя валидността на използвания инструмент за измерване на възприетата компетентност на студентите медицински сестри и акушерки преди завършването на бакалавърската степен. Тези заключения са от съществено значение за подобряване на образователните програми и повишаване качеството на обучение в тази област.

БЛАГОДАРНОСТ

Изказваме искрена благодарност на преводачите, които ни помогнаха с българския превод и лингвистичен анализ, както и на експертите в областта на здравните грижи, които с експертното си мнение дадоха своя принос за семантиката на твърденията и адаптирането им в български контекст. Благодарим им за ценните коментари и съвети, които допринесоха за успешното осъществяване на изследването. Без тяхната подкрепа

и съдействие нашата работа нямаше да бъде възможна. Изказваме дълбока благодарност за ангажираността и сътрудничеството им.

REFERENCES

- Андонова, А. (2022). Здравните грижи. Законодателство, наука и практика. Стара Загора: Алфа Стар.
- Дойновска, Р. (2016) Подбор, атестиране и адаптация на професионалистите по здравни грижи в многопрофилните болници на военномедицинска академия. Медицински Университет - София
- Митева, К., З. Атанасова (2018). Възможности за оптимизация процеса на усвояване на базови акушерски компетенции. *Управление и образование*, 14(5), 52-57.
- Михайлова, Ц. С. (2020). Благополучие в трудни житейски ситуации. Дисертация за придобиване на научната степен „доктор на науките“. Благоевград: ЮЗУ „Неофит Рилски“.
- Benner, P. (1982). From novice to expert. *American Journal of Nursing*, 82(3), 402–407.
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88(3), 588-606.
- Bing-Jonsson, P. C., Foss, C., & Bjørk, I. T. (2016). The competence gap in community care: Imbalance between expected and actual nursing staff competence. *Nordic Journal of Nursing Research*, 36(1), 27–37. <https://doi.org/10.1177/0107408315601814>
- Browne, MW, MacCallum, RC, Kim, C.-T., Andersen, BL, & Glaser, R. (2002). Когато индексите на годност и остатъците са несъвместими. *Психологически методи*, 7 (4), 403–421.
- Cattell, R. B. (1966). The Scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1(2), 245-276. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr0102_10
- Costello, A. B., & Osborne, J. W. (2005). Best practices in Exploratory Factor Analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 10(7), 1-9.
- Fukada M. (2018). Nursing competency: Definition, structure and development. *Yonago Acta Medica*, 61(1), 1–7.
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. (2008). Structural Equation Modelling: Guidelines for determining model fit. *Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60.
- Hu, L.-t., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Li, C.-H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48(3), 936-949. <https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>
- Liou, S.-R., & Cheng, C.-Y. (2014). Developing and validating the Clinical Competence Questionnaire: A self-assessment instrument for upcoming baccalaureate nursing graduates. *Journal of Nursing Education and Practice*, 4(2), 56-66.
- Meretoja, R., Isoaho, H., & Leino-Kilpi, H. (2004). Nurse competence scale: Development and psychometric testing. *Journal of Advanced Nursing*, 47(2), 124–133.
- Norman, I. J., Watson, R., Murrells, T., Calman, L., & Redfern, S. (2002). The validity and reliability of methods to assess the competence to practise of pre-registration nursing and midwifery students. *International Journal of Nursing Studies*, 39(2), 133–145
- Olsson, H. (1999). Quality of competence in the role of nursing – as result of education, professional practice and research. *Vård I Norden*, 19(1), 5-10
- Schwirian, P. M. (1978). Evaluating the performance of nurses: A multidimensional approach. *Nursing Research*, 27(6), 347-351
- Takase, M., & Teraoka, S. (2011). Development of the Holistic Nursing Competence Scale. *Nursing & Health Sciences*, 13(4), 396–403.
- Vittersø, J., Røysamb, E., & Diener, E. (2002). The concept of life satisfaction across cultures: Exploring its diverse meaning and relation to economic wealth. In E. Gullone & R. A. Cummins (Eds.), *The universality of subjective wellbeing indicators. A multi-disciplinary and multi-national perspective* (Volume 16, pp. 81–103). The Netherlands, Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Whelan, L. (2006). Competency assessment of nursing staff. *Orthopaedic Nursing*, 25(3), 198-202.
- Yong, A. G., & Pearce, S. (2013). A beginner’s guide to factor analysis: Focusing on exploratory factor analysis. *Tutorials in Quantitative Methods for Psychology*, 9(2), 79-94.