

## ДВЕ ГЛЕДНИ ТОЧКИ КЪМ ПЕДАГОГИЧЕСКАТА ПОЛЗВАЕМОСТ НА ЕЛЕКТРОННИ ДИДАКТИЧЕСКИ МАТЕРИАЛИ

Л. Джалев<sup>1</sup>, С. Богданов<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Нов български университет, София, България

<sup>2</sup> Нов български университет, София, България

### Резюме

*Настоящото емпирично изследване цели да се направи оценка на педагогическата ползваемост на електронни дидактически материали, използвани при обучението по английски език, като разглежда проблема от гледните точки на двете основни групи участници в процеса на обучение - преподаватели и обучавани. Статистическите анализи на латентните структури, които участниците в изследването са активирали при оценките си на педагогическата ползваемост, степента на съгласуваност между тези оценки и сравненията между двете групи показват повече различия, отколкото сходства при оценяването на педагогическата ползваемост на 4 електронни дидактически материала. Анализите на причините за тези различия поставят нови въпроси за по-нататъшни проучвания в сферата на педагогическата ползваемост в електронното обучение.*

Ключови думи: педагогическа ползваемост, електронни дидактически материали, електронно обучение, чуждоезиково обучение, латентна структура, факторен анализ, корелационен анализ, надеждност, съгласуваност

## I. Теоретична постановка на изследването

### 1. Педагогическа ползваемост

Ползваемостта (*usability*) е начин на мислене, при който отправна точка са потребителите. Понятието се използва като характеристика на уеб сайтове, софтуерни програми, уреди и инструменти, но е приложимо и към процеси и изобщо навсякъде, където има взаимодействие на хора с предмети, продукти или услуги.

Ползваемият продукт е лесен, удобен, удовлетворяващ, незатормозяващ и позволява на потребителите си да вършат работата, за която е предназначен и да са доволни след това. Няма продукт, ползваем или неползваем сам по себе си: ползваемостта зависи от целите и нуждите на конкретните потребители.

Според международния стандарт ISO ползваемостта е „степен (на удобство), с която продуктът може да се използва от определени потребители за достигане на определени цели с необходимата ефективност, продуктивност и удовлетворение в определените условия (контекст).”

#### 1.1. Обща (техническа) ползваемост на електронни дидактически материали

Общата ползваемост по-скоро се свързва с техническите измерения на електронните дидактически материали (ЕДМ). Нилсън (Nielsen, 1990, стр. 148-149) определя ползваемостта като способността на системата да предоставя функционалност, която съответства на нуждите на потребителя и колко добре потребителя може да ползва тези функционалности, които системата предлага. Според примерите на Нилсън (*ibid*, стр. 151) една компютърна програма за забавление (например игра) е ползваема, ако потребителя се наслаждава при използването ѝ, а учебният материал е ползваем, ако обучаемият учи от или с него.

По-долу са представени най-често използваните показатели за обща, техническа ползваемост.

(1) *Видимост*. Чрез навременна, подходяща обратна връзка продуктът показва на потребителите какво се случва. Двата въпроса, на които

потребителите трябва винаги да могат да си отговорят, са: *Къде съм сега?* и *Какво мога да направя тук?*

(2) *Естетичност и минимализъм.* Ненужната информация е спестена. Продуктът не съдържа информация, която няма отношение към предмета му. Допълнителната, ненужната, външната информация разсейва потребителите. За най-добър подход се смята пирамидалното или прогресивно поднасяне на информацията.

(3) *Познатост.* Продуктът говори езика на потребителите. Използват се думи, изрази и понятия, познати на потребителите, а не системни или компютърни термини.

(4) *Чувство за контрол.* Потребителите често бъркат, тръгват в погрешна посока и затова има ясно маркирани „аварийни изходи” – потребителите могат лесно да излязат от нежеланото състояние. Опасни са принудителни шрифтове, големини на текстове, размери на екрана, постоянно движение, неизключваеми звуци.

(5) *Еднаквост и стандартност.* Потребителите не трябва да се чудят дали две думи, действия или ситуации са еднакви или всъщност обозначават различни неща. Стандарт означава следване на действителни стандарти или неписани правила, наложени от практиката.

(6) *Разпознаваемост.* Обектите, действията и възможностите са видими. Потребителите не трябва да помнят неща, които продуктът би могъл да им покаже. Указанията за ползване са налични или лесно достъпни при нужда. Потребителите лесно могат да разпознават състоянието на системата, мястото, на което се намират. Полезни са ясните обозначения и описателните връзки.

(7) *Гъвкавост и простота.* Продуктът позволява на потребителите да могат да стигат по различни пътища до желаната информация.

(8) *Съдържание.* Продуктът води потребителите към съдържанието. Показва информацията като набляга на важното, новото, най-търсеното. Текстовете спазват правилата за пестеливост.

(9) *Четимост.* Потребителите в интернет по скоро сканират отколкото четат. Текстовете на продукта са лесни за четене и възприемане.

(10) *Предотвратяване на грешки.* Интерфейсът предлага набор от елементи, които помагат на потребителите да избягват грешките.

(11) *Възстановяване след грешка.* Интерфейсът помага на потребителите да се връщат към нормална работа, ако допуснат грешка.

(12) *Изображения.* Снимките и картинките се вписват в продукта по ненатрапчив и пестелив начин. Грубото но вярно правило е, че графичните елементи нито помагат, нито пречат на потребителите да си свършат работата.

(13) *Връзки.* Връзките са разпознаваеми и работят. Потребителите лесно могат да ги следват.

(14) *Форми.* Формите, които потребителите трябва да попълват в системата са направени по подходящ начин.

Видно е, че тези критерии не са съвсем подходящи за оценка на педагогическата стойност и ефективност на ЕДМ.

## 1.2. Педагогическа ползваемост

Педагогическата ползваемост е относително нова сфера за изследване. Тя обикновено се разглежда в съпоставка с техническа/ технологическа ползваемост. Според Мелис и Вебер (Melis & Weber, 2003, стр. 2) педагогическата ползваемост „има за цел да подкрепя процеса на учене”.

И наистина, когато на един електронен материал му се придаде обучителна цел, характеристиките на ползваемостта придобиват друго значение. Освен че обучаваният е потребител (обща техническа ползваемост), той е и *обучаван* потребител, с определена учебна цел, мотивация и редица други характеристики. Тогава и ЕДМ трябва да притежава и съответните допълнителни характеристики, в който случай говорим за педагогическа ползваемост.

Нокелайнен (Nokelainen, 2006) разработва 10 дименсии с описателни индикатори за класификация и оценка на ЕДМ: (1) контрол от обучавания, (2) дейност на обучавания, (3) учене в сътрудничество, (4) целева ориентация, (5) приложимост, (6) добавена стойност, (7) мотивация, (8) оценяване на предварителните знания, (9) гъвкавост и (10) обратна връзка.

Общ поглед върху измеренията на педагогическата ползваемост е представен по долу:

### (1) *Контрол от обучавания*

Минимизиране на натоварването на работната памет, тъй като потребителите имат ограничен капацитет, обикновено 7 +/- 2 (Miller, 1956;

Shneiderman, 1998, стр. 355). Контролът върху технологията трябва да бъде „иззет“ от преподавателя и поставен в ръцете на обучаемия (Jonasen, Myers & McKillop, 1996). Дидактическият материал трябва да позволява смислово раздробяване (*meaningful encoding, chunking*), напр. да бъде представен на смислови порции (Wilson & Myers, 2000).

#### (2) Дейност на обучавания

Ролята на преподавателя (фасилитатор/ дидактик) зависи от неговите педагогически убеждения (Reevs, 1994). Обучителният материал трябва да привлича вниманието на обучаваните. Обучаваните трябва да имат усещането, че целите на учебната дейността са техни, а оттам и че резултатите от дейността са техни (Jonasen, Peck and Wilson, 1999).

#### (3) Учене в сътрудничество

Конструктивисткият подход се базира на социалното учене и споделяне на знание посредством колаборативни задачи. Обучаемите могат да обсъждат различни подходи за изпълнението на задачата (Jonasen, 1995). Инструментите могат да подкрепят синхронно или асинхронно социалната навигация (Mayes & Fowler, 1999; Kurhila, Miettinen, Nokelainen & Tirri, 2002).

#### (4) Целева ориентация

Инструктивистки подход – няколко ясно дефинирани цели; Конструктивистки подход – целите също трябва да са ясни, но поставени от самите обучавани (Wilson & Myers, 2000). Декомпозирането на задачата може да е дудуктивно или индуктивно.

#### (5) Приложимост

Автентични дейности и контекст: примерите трябва да бъдат взети от автентични ситуации (Jonasen, Peck and Wilson, 1999). Пренос на знания и умения в други сфери. Материалите трябва да са разработени с оглед на възрастта и развитието на обучаваните (Wilson & Myers, 2000). Подкрепя на обучавания, когато е най-необходима, например в зоната на най-близкото развитие (Chalmers, 2003). Помощ, която е адаптивна според нивото и уменията на обучавания (Hannafin & Peck, 1988, стр. 47).

#### (6) Добавена стойност

Добавена стойност за ученето. Релевантност на медийните елементи (звук, анимация, видео).

### (7) *Мотивация*

Мотивацията засяга всякакъв вид учене (Chalmers, 2003). Вътрешна и външна мотивация (Reeves, 1994; Ruohotie & Nokelainen, 2003).

### (8) *Оценяване на предварителните знания*

Какви предварителни знания и умения са необходими на обучаваните за изпълнението на задачата. Смесово кодиране (надграждане), от обучаваните се изисква да използват предходни знания (Wilson & Myers, 2000).

### (9) *Гъвкавост*

Предварителното тестване и диагностика помагат да се адаптира обучителния материал за различни обучавани (Hannafin & Peck, 1988, стр. 48; Wilson & Myers, 2000). Декомпозиране на задачата на малки и гъвкави учебни единици.

### (10) *Обратна връзка*

Обратната връзка е прецизна и адаптивна спрямо отговорите на обучавания (Hannafin & Peck, 1988, стр. 47). Обучаваният има чувството за реален диалог с компютъра (Mayes & Fowler, 1999).

Видно е, че измеренията на педагогическата ползваемост са по-различни от критериите за обща ползваемост, макар и да има припокриване на някои от описанията. А дори и формулировката да е една и съща, описанията показват, че се разглеждат различни аспекти. Например, измерението *Гъвкавост* в общата ползваемост касае различните пътища за достигане до дадена информация, а същото измерение за педагогическата ползваемост означава адаптиране на обучителния материал за различни обучаеми. Грешките при общата ползваемост са от софтуерен характер и засягат технологичното функциониране на материала, а грешките в педагогическата ползваемост са грешки на ученето, при даване например на неверен отговор на въпрос.

## 2. Надеждност на оценките между оценителите

В сърцевината на всяка процедура на измерване и оценяване стои проблемът за надеждността. Сред изследователите има „почти всеобщо съгласие“, че надеждността е съществена характеристика и на образователните измервания (Colton et al, 1997, стр. 3). Ролята на този конструкт в психометричните модели е толкова важна, че нерядко

Класическата тестова теория (КТТ) се разглежда именно като теория за надеждността (*reliability theory*) (DeVellis, 2003). Макар че често пъти можем да чуем фрази като „този тест (въпросник, инструмент, метод) е надежден (или недостатъчно надежден)“, в нейните рамки надеждността е характеристика, която се приписва единствено на резултатите от измерването или оценяването. Тя винаги се свързва със суровия бал, получен чрез някакъв измервателен инструмент, при конкретна негова употреба, за конкретна група от лица, а не със самия инструмент или процедура (Thompson, 2003).

В специализираната литература могат да бъдат срещнати десетки различаващи се дефиниции на надеждността, в които тя е определяна като „консистентност“, „точност“, „възпроизводимост“, „повторяемост“, „сигурност“ и „стабилност“ на резултатите от оценяването. Но това са по-скоро „технологични“ дефиниции, които описват начините, по които може да се направи оценка на надеждността. По-адекватният подход към надеждността е тя да бъде разглеждана през призмата на действителния бал, в който е фокусиран изследователския интерес.

В рамките на КТТ наблюдаваният резултат от едно измерване се разглежда като сума от действителния резултат и грешката на измерването. Връзката между тези три конструкта се представя чрез следното основно уравнение (Crocker & Algina, 1986; Michell, 1999; Weiner, 2003; Kline, 2005; Boyle and Fisher, 2007)

$$X_i = \tau_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

където:

$X_i$  – наблюдаван резултат на  $i$ -тия индивид

$\tau_i$  (*tau*) – действителен резултат на същия индивид

$\varepsilon_i$  – случайна грешка на измерването

Надеждността може да се определи като степента, в която наблюдаваният резултат от едно измерване отразява или по-скоро съдържа в себе си действителната стойност на измервания признак. С други думи, това е мярка на степента на сигурност, че наблюдаваният резултат може да се използва за оценка на ненаблюдавания, но единствено важен компонент в

уравнение (1). В него действителният бал и грешката на измерването се допълват взаимно в наблюдавания бал. Ако размерът на грешката (т.е. нейният дял в наблюдавания бал) намалява, расте размерът (делът) на действителния бал. В идеалния случай, когато не е допусната грешка и компонентът  $\varepsilon$  бъде изваден от уравнение (1), резултатът от измерването съдържа в себе си само действителен бал  $\tau$ . И обратно, когато размерът на грешката (т.е. нейният дял в наблюдавания бал) расте, намалява размерът (делът) на действителния бал. В най-лошия хипотетичен случай, ако компонентът  $\tau$  бъде изваден от уравнение (1), резултатът от измерването може да съдържа в себе си само грешка. В този смисъл надеждността може да се разглежда и като степента, в която резултатът от едно измерване е свободен от грешки – надеждността расте с намаляване на размера на грешката.

Като основен статистически подход за изследване на надеждността се използва корелацията между наблюдавания и действителния бал. Силата на линейна връзка между тези компоненти на основното уравнение се представя чрез следната формула:

$$\rho(X, \tau) = \frac{\sigma_{\tau}^2}{\sqrt{(\sigma_{\tau}^2 + \sigma_{\varepsilon}^2) \sigma_{\tau}^2}} \quad (2)$$

Чрез използването на коефициента на линейна корелация в Класическата теория се постулира имплицитно наличието на линейна връзка между наблюдавания и ненаблюдавания бал. Но надеждността на наблюдавания бал не е просто корелацията му с ненаблюдавания бал. Като оценка на този показател се използва квадратът на корелацията между тези две променливи (Lord, 1980; Стоименова, 2000; DeVellis, 2003; Downing and Haladyna, 2006), често обозначаван в статистиката като коефициент на детерминация ( $r^2$ ):

$$\rho^2(X, \tau) = \left[ \frac{\sigma_{\tau}^2}{\sqrt{(\sigma_{\tau}^2 + \sigma_{\varepsilon}^2) \sigma_{\tau}^2}} \right]^2 = \frac{\sigma_{\tau}^2}{\sigma_X^2} = 1 - \frac{\sigma_{\varepsilon}^2}{\sigma_X^2} \quad (3)$$



Следователно в най-абстрактна форма надеждността на измерването се представя като отношение между дисперсията на действителния бал и дисперсията на общия наблюдаван бал (Weiner, 2003). Използването на коефициента на детерминация има особен статистически смисъл – той показва каква част от дисперсията на наблюдавания бал се дължи на (и може да бъде обяснена чрез) дисперсията на действителния бал. Когато  $\rho^2$  се приближава към 1.00, неизвестната стойност  $\tau$  се приближава към наблюдаваната стойност  $X$ , която може успешно да се използва вместо нея. Оттук възможно най-кратката дефиниция на надеждността може да се формулира така: това е частта от наблюдаваната дисперсия, която се дължи на действителния бал.

Разработени са няколко подхода за оценка на ефекта на грешката върху резултатите от измерването, т.е. на тяхната надеждност, които се основават на метода, предложен от Л. Л. Търстоун, според когото надеждността на един измервателен инструмент се заключава в корелацията със самия него (Thurstone, 1931a). Обратното твърдение на Л. Л. Търстоун следва да се разбира в смисъл, че надеждността може да бъде изразена чрез корелацията между наблюдаваните балове на два паралелни измервателни инструмента  $X_i$  и  $X_j$ . Математическият израз на този метод за оценка на надеждността се задава чрез формулата<sup>1</sup>:

$$Rel(X, \tau) = \rho(X_i, X_j) \quad (4)$$

където:

$Rel(X, \tau)$  - надеждност на наблюдавания бал  $X$

$\rho(X_i, X_j)$  - корелация между наблюдаваните балове  $X_i$  и  $X_j$ , получени при повторно използване на същия инструмент или на друг, паралелен на първия

В КТТ се разглеждат три типа (три източника) на грешки, съответно три подхода за измерване на надеждността (Crocker & Algina, 1986), които в литературата понякога некоректно се определят като видове надеждност:

(1) Грешка на измерване, която се дължи на момента на използване на

---

<sup>1</sup> Учудващо е, че при безспорната важност на понятието за надеждност в литературата няма общоприет начин за неговото обозначаване. Използват се различни символи, включително и "r" или "rho", с които обикновено се обозначава коефициентът на корелация. Поради това тук и по-нататък, където е необходимо, ще използваме обозначението "Rel".

инструмента за измерване (*stability*). Оценява се чрез повторно използване на един и същи инструмент (*rest-retest reliability*), с една и съща извадка от лица, но в различни моменти от време. Пиърсъновият продукт-момент коефициент на корелация между двете серии от наблюдавани балове, получени при първото и второто измерване, е мярка за надеждността на резултатите, която при този подход се изразява като тяхна стабилност, устойчивост във времето.

(2) Грешка на измерването, която се дължи на формата/ вида на инструмента за измерване (*equivalence*). Оценява се чрез използване на алтернативни инструменти (*alternate/equivalent forms reliability*), с различни извадки от лица, но в един и същ момент от време. Мярквата за надеждността отново е Пиърсъновият продукт-момент коефициент на корелация между двете серии от наблюдавани балове.

(3) Грешка на измерването, която се дължи на айтемите (*internal consistency*). Оценява се чрез изследване на вътрешната консистентност на въпросите в инструмента (*internal consistency reliability*). За оценка на вътрешната консистентност се прилагат няколко подхода. Първият (и най-ранен) подход е чрез „физическото“ разделяне на въпросите в инструмента на две половини (*split-half reliability*), последвано от определяне на корелацията между тях, най-често чрез коефициента на Спирмен-Браун (*Spearman-Brown split-half reliability coefficient*). Друг подход за разделяне на въпросите в инструмента на множество половини е преложен от Дж. Кюдър и М. Ричардсън, които разработват няколко последователни индекса, най-използваният сред които е познат като „формула 20 на Кюдър-Ричардсън“ (*Kuder-Richardson Formula 20, KR-20*) (Kuder & Richardson, 1937; Weiner, 2003).

Л. Дж. Кронбах, специалист по психология на образованието, прави още една стъпка към генерализиране на методите за оценка на надеждността, разработвайки един от най-популярните индикатори за вътрешната консистентност на въпросите в измервателния инструмент (Cronbach, 1951). Коефициентът *alpha* (Cronbach's  $\alpha$ ) се разглежда като наследник на няколко предходни мерки за вътрешна консистентност – не само на формулата на Кюдър-Ричардсън 20, но и на серията от мерки за определяне на долната граница на надеждността (*lambda -1* до *lambda - 6*), разработени от Л. Гутман

(Guttman, 1945). Откакто коефициентът  $\alpha$  на Кронбах е станал неразделна част от психометричния инструментариум, останалите мерки за вътрешна консистентност се използват по-ограничено, тъй като няма данни за някакви техни предимства пред *alpha*. KR-20 дори се разглежда като негова производна, подходяща за дихотомични въпроси, докато коефициентът  $\alpha$  може да се прилага както за дихотомични, така и за континуални и Ликертови скали (Crocker & Algina, 1986).

Коефициентът  $\alpha$  на Кронбах е пряко развитие на методите за оценка на надеждността чрез разделяне на инструмента на две половини, с които споделя един и същи концептуален подход. Той може да бъде разгледан по различен начин: като оценка на математическото очакване на квадрата на корелацията между двойки инструменти, извлечени по случаен начин от пул от въпроси, сходни с тези в съществуващия инструмент; като средна стойност (математическото очакване) на коефициентите на надеждност, получени от комбинацията между всички възможни половини на съществуващия инструмент; като мярка за съгласуваността между въпросите и общия бал и т.н. Психометричното значение на коефициента  $\alpha$  е да служи като оценка на онази част от дисперсията на наблюдавания бал бал, която може да бъде обяснена чрез (или която той споделя с) ненаблюдавания действителен бал (DeVellis, 2003).

Математически коефициентът  $\alpha$  може да бъде представен чрез различни еквивалентни формули, най-често използваната сред които е следната (DeVellis, 2003):

$$\alpha = \frac{k}{k-1} \left( 1 - \frac{\sum_{j=1}^k \sigma_j^2}{\sigma_x^2} \right) \quad (5)$$

където:

$k$  - брой на компонентите (въпроси, субтестове) в измервателния инструмент

$\sigma_j^2$  - дисперсия на  $j$ -тия въпрос

$\sigma_x^2$  - дисперсия на общия (композиционен) бал

(4) Грешка на измерването, която се дължи на оценителя (*inter-rater reliability*). Този подход за определяне на надеждността се прилага при ситуации, в които има пряко оценяване на обекта от субекта, т. е. когато в измервателната процедура е въввлечен експерт и резултатът от измерването (оценката) е негово субективно решение. В тези ситуации експертът (преподавател, проверител, оценител) играе ролята на „инструмент“ за измерване и спрямо резултатите от неговата оценъчна дейност могат да се предявят същите изисквания за надеждност, както и към резултатите от обективните методи на измерване. Обичайната процедура е в измерването да се включи втори оценител, след което оценките на двамата оценители да бъдат съпоставени. Въпросът за степента на съгласуваност между двете серии от оценки е по същество въпрос за надеждността на субективното оценяване. Централният въпрос при този тип оценяване следователно е в интерпретацията на качествата на оценявания обект (Stemler, 2004).

Обикновено надеждността на оценките между оценителите се разглежда като степента, в която информацията за оценяваните обекти е събрана по консистентен начин (Keyton, et al, 2004). Под “консистентен начин” авторите разбират използването на такъв механизъм и такава процедура за събиране на информацията, които да осигурят повторното (многократно) получаване на едни и същи резултати.

В специализираната литература термините „надеждност“, „съгласуваност“, „съгласие“, „консистентност“ на резултатите от едно измерване обикновено се използват като синоними, особено по отношение на надеждността при субективното оценяване. М. Греъм и сътрудници обаче правят ясно разграничение между тези термини (Graham et al, 2012), давайки по-ясна дефиниция на надеждността (*inter-rater reliability*). Те я определят като „...измерване на консистентността между оценителите по отношение на подредбата или относителната позиция на техните оценки, без оглед на абсолютната им стойност” (ibid, стр. 5). Съгласието (*inter-rater agreement*), от друга страна, е „...степента, в която двама или повече оценители, използващи една и съща оценъчна скала, дават еднакви оценки на една и съща наблюдавана ситуация (напр. урок, видео, документи)” (ibid, стр. 5). Съгласието следователно е по-консервативна, по-строга мярка за консистентността между оценителите по отношение на абсолютните стойности на техните оценки.

Независимо от това дали М. Греъм и сътрудници употребяват уместно тези термини, особено втория, без съмнение е необходимо разграничение между следните две възможни схеми: (1) двама оценители оценяват поредица от обекти, използвайки една и съща скала. Всяка оценка, поставена от втория оценител, е с 1 (или с 2, или с 3 и т.н.) единици по-висока/ по-ниска от съответната оценка на първия. В този случай между оценките на двамата се наблюдава висока надеждност, но слабо съгласие;(2) двама оценители оценяват поредица от обекти, използвайки една и съща скала. Всяка оценка, поставена от втория оценител, е равна на съответната оценка на първия. В този случай между оценките на двамата се наблюдава висока надеждност и високо съгласие. Няма съмнение, че постигането на високи нива на съгласие в практическите ситуации е по-скоро теоретичен идеал, но и високите нива на надеждност са също трудно постижими, макар че има литературни данни, показващи удовлетворителни равнища на надеждност (Bresciani et al, 2009).

Трябва да се отбележи, че представения по-горе теоретичен модел и неговите особености се прилагат предимно в образователни ситуации, в които обект на оценяване е отделният индивид, по-точно някои негови характеристики като когнитивни способности (знания, умения и компетентности), психологически черти, състояния или нагласи. Тези характеристики се оценяват чрез отговора, който индивидът дава на поставената изпитна задача. Отговорът на изпитания може да приеме различни форми – вербален (устен или писмен текст) или невербален (действие, изпълнение, произведение, макет, чертеж и др.)

Задачите, които си поставяме в настоящото изследване, са по-различни. Обекти на оценяване не са отговорите на отделни индивиди, а учебни текстове, чрез които се преследват определени образователни цели, по-точно една тяхна характеристика – ефективността на тези текстове за постигане на образователните цели, т.е. тяхната полезност за обучението. Тази „подмяна” на обекта на оценяване обаче не възпрепятства прилагането на този теоретичен модел, тъй като и при тези обстоятелства действат същите психологически механизми на субективното оценяване, наблюдават се същите ефекти на съгласуване/ изместване на оценките на оценителите и поради това следва да се приложат същите мерки за надеждност на резултатите от оценяването.

## II. Постановка на емпиричното изследване

### 1. Изследователски цели

Основната цел на емпиричното изследване е да се направи оценка на педагогическата ползваемост на електронни дидактически материали, използвани при обучението по английски език. Акцентът в настоящото изследване е разглеждането на този въпрос от две „частни“ гледни точки – тази на преподавателите, които използват различни ЕДМ (разработени от самите тях или готови) за постигане на образователните цели на обучението, така и на студентите, които са потребители на тези ЕДМ.

Тази обща цел може да се разложи на няколко подцели. Първата от тях е да се изследва латентната структура, която лежи в основата на оценката на педагогическата ползваемост на ЕДМ. Логично е да се очаква, че между мнението на преподавателите за ползваемостта на даден ЕДМ, който те са включили в обучителната си методика, изпълнявайки конкретна педагогическа задача, и това на студентската аудитория, биха могли да се наблюдават определени различия. Поради това следващата подцел на емпиричното изследване е да се проучи степента на съгласуваност между оценките на двете категории участници в образователния процес. И накрая, ще бъде направено проучване на някои групови различия в равнищата на оценките на педагогическата ползваемост на ЕДМ.

### 2. Методология

#### 2.1. Дизайн

Формулираните изследователски (под)цели предполагат извършването на три самостоятелни, но взаимосвързани изследвания.

##### 2.1.1. Изследването на латентната структура на въпросника

По своята същност този вид изследвания са каузални, предполагащи установяване на взаимовръзките между определен брой независими и зависими променливи. Нещо повече, то е фокусирано върху същината на независимите променливи. Поради това, че те не са измерени пряко,

изследването по необходимост приема формата на анализ на мрежата от взаимовръзки между зависимите променливи.

В качеството на зависими променливи величини ще разглеждаме отделните манифестирани променливи, т. е. оценките на изследваните лица (и. л.) за ползваемостта на ЕДМ, поставени по отделните индикатори/ айтеми от въпросника.

В качеството на независими променливи величини ще разглеждаме латентните променливи, за които може да се предположи, че въздействат върху манифестирани променливи, т.е. върху оценките на изследваните лица. В този смисъл те могат да бъдат разглеждани и като предиктори на поставените оценки. Приемаме, че броят на независимите латентни променливи е неизвестен, по-точно, че всяка зависима променлива би могла да бъде свързана с която и да е (отделна) латентна променлива. Поради това дизайнът на изследването може да бъде представен като търсене на връзката между  $m$  латентни независими променливи (фактори)  $F$  и  $n$  наблюдавани зависими променливи  $X$ . Броят на латентните променливи  $m$  може да варира в интервала  $1 \leq m \leq n$ .

#### *Избор на метод за анализ*

Под „латентна структура” на въпросника ще разбираме съвкупността от скрити, ненаблюдаеми пряко променливи (дименсии), за които може обосновано да се предположи, че оказват влияние върху оценките на изследваните лица по отделните индикатори/ айтеми от въпросника. В търсене на размерността на латентната структура могат да се използват различни подходи, методи и свързаните с тях индикатори. С. Ембретсън и С. Рийз посочват над 10 метода за оценка на размерността (Embretson & Reise, 2000). Р. Нандакумар също представя доста подробен преглед на изследователските методи, предназначени за тази цел (Nandakumar, 1993). Голяма част от тях се базират на идеята за търсене на някакъв тип взаимовръзка между компонентите на въпросника, т.е. между манифестираните променливи, която да бъде обяснена чрез влиянието на една или повече латентни променливи.

Един от тези подходи е да се направи оценка на вътрешната консистентност на въпросника, която се разглежда като хомогенност на

неговите компоненти; като степен, в която тези компоненти са ориентирани към един и същи конструкт (в случая – „ползваемост“ на ЕДМ). Мнозина автори дефинират понятието за вътрешна консистентност именно в този план - като степен, в която „...всички въпроси измерват (т. е. са манифестация на) едно и също нещо“ (DeVellis, 2003, стр. 28).

Вътрешната консистентност на инструмента за измерване е характеристика, която се основава на корелацията между отделните му компоненти. Ако отговорите на изследваните лица на въпросите, предназначени за измерване на един и същи теоретичен конструкт, са съгласувани, т.е. корелират високо, съответният инструмент има висока вътрешна консистентност. В областта на психологическите измервания са разработени няколко метода за оценка на надеждността на резултатите, основани на вътрешната консистентност на въпросите в съответния инструмент. Сред най-често използваните мерки, поради своите безспорни качества, е коефициентът  $\alpha$  на Кронбах. Стойностите на този индекс са функционално зависими както от броя на компонентите в инструмента, така и от (средната) корелация (*mean inter-item correlation*) между тях.

Коефициентът  $\alpha$  на Кронбах е свързан концептуално и емпирично с друг популярен статистически метод за експлициране на латентни структури - факторния анализ. Родствената връзка между е тях е в това, че и двата метода експлоатират корелационните връзки между компонентите на инструмента за измерване. Но между двата метода има и една принципна разлика, която дава огромно предимство на факторния анализ като средство за търсене на размерността на латентната структура в данните: стойността на  $\alpha$  зависи от големината на средната корелация  $\bar{r}$ , докато размерността на латентното пространство се определя от структурата на корелационните отношения между въпросите. Поради тези негови особености факторният анализ бе предпочетен като методология за изследване на латентната структура на въпросника.

#### *Избор на вид факторен анализ и на метод на факторизиране*

Наименованието „факторен анализ“ обхваща широка група от статистически многомерни аналитични техники, които имат две основни сфери на приложение: (а) за намаляване на броя на наблюдаваните променливи, т.е.



редуциране на наличните данни (*data reduction method*) и (б) за разкриване на структурата на взаимовръзките между променливите, т.е. за класифициране на променливите и конструиране на скали (*structure detection method*). Методът се заражда в недрата на психометрията във връзка с изследванията на интелигентността, като особен принос за развитието и утвърждаването му има Л. Л. Търстоун (Thurstone, 1931b; 1934; 1935; 1947), но подобни техники са използвани за първи път от Ч. Спирмън още в началото на миналия век във връзка с класическото му изследване на интелигентността, в което той предполага, че огромното разнообразие от умствени способности – математически, вербални, художествени и логически, могат да бъдат обобщени с един латентен фактор на обща интелигентност *g* (Spearman, 1904).

В зависимост от предпоставките, на които се базира факторният анализ, както и от неговите цели, се разграничават два основни типа: изследователски факторен анализ (*exploratory factor analysis, EFA*) и потвърдителен факторен анализ (*confirmatory factor analysis, CFA*). Изследователският факторен анализ е подходящ за случаите, в които липсва ясна теоретична база или резултати от предходни експериментални изследвания относно природата на латентната структура, поради което неговата цел е изграждане на факторен модел, който да обясни взаимоотношенията между наблюдаваните променливи (Revelle, 2011). Поради това *EFA* се разглежда предимно като процедура за генериране на теоретични модели и като анализ, подходящ за разработване на измервателни скали (Kubinger, 2003). Обратно, потвърдителният факторен анализ се провежда въз основа на ясни теоретични или емпирични основи, а неговата цел е верифицирането на конкретен факторен модел. Поради това *CFA* се разглежда предимно като процедура за тестване на разработени вече факторни модели, т. е. на специфични хипотези за факторната структура на група от променливи (Hurley et al, 1997; Stevens, 2002).

Поради обстоятелството, че досега у нас не е правено подобно изследване и то се провежда в условия, които съответстват на онези, подходящи за прилагането на изследователския тип факторен анализ, при анализа на данните ще пристъпим към изграждане на подходящ модел, като използваме именно този вид анализ.

В съответствие с очертаните по-горе предназначения на метода изследователският факторен анализ съществува в две основни форми: анализ

на главни компоненти (*Principal component analysis, PCA*) и анализ на главни фактори (*Principal factor analysis, PFA*). Двата подхода споделят обща философия за факторизиране на наблюдаваните променливи - разбиването им на подмножества от променливи, свързани помежду си с висока корелация, и „обединяването“ на променливите във всяко подмножество в обща дълбинна променлива (фактор). Крайната цел на факторния анализ може да бъде определена като постигане проста факторна структура (*simple structure*), която се поддава лесно на интерпретация (Thurstone, 1935, 1947; Kim & Mueller, 1981; Reynolds & Kamphaus, 2003).

Макар и да преследват една и съща цел, между двата подхода за факторизиране има и някои съществени различия, познаването на които би подпомогнало избора на подходящия метод. Анализът на главни компоненти е предназначен за комбиниране на наблюдаваните променливи в малък брой подмножества (главни компоненти), при което се отчита цялата дисперсия (*total variance*) на отделните променливи. Поради това всеки извлечен компонент представлява линейна комбинация на изходните променливи, която е по-скоро геометрична абстракция, която не винаги съответства на определена психологическа променлива. Тези компоненти, според някои автори, имат нищожно теоретично значение (Hakstian & Muller, 1973).

Анализът на главни фактори се основава на доста по-различен методологичен подход. Той се базира на разбирането, че отговорите на и. л. по всяка отделна променлива са зависими от (съответно дисперсията на тази променлива отразява) три компонента. Първият от тях е един (или повече) общи латентни фактори (*common factors*), които оказват влияние върху всички променливи. Вторият компонент е някакъв специфичен, уникален аспект от наблюдаваната реалност, който характеризира даден конкретен въпрос и нито един от останалите. Последният компонент отразява грешката на измерването.

Разграничителната линия между двата основни метода на факторизиране минава между компонентите на дисперсията на отделните въпроси. Докато при анализа на главни компоненти се третира, както беше отбелязано, цялата дисперсия на променливите, при анализа на главни фактори се използва само онази нейна част, която се дължи на общите фактори и която те споделят помежду си. Частта от дисперсията, която е уникална за дадена променлива, се дефинира като разлика между цялата

дисперсия, от една страна, и споделената дисперсия и дисперсията на грешката – от друга. Поради това като първоначална оценка на споделената дисперсия на даден въпрос при анализа на главни фактори обикновено се използва квадратът на коефициента на множествена корелация (*multiple R<sup>2</sup><sub>j</sub>*) от регресията на *j*-тия въпрос с всички останали въпроси в измервателния инструмент (McDonald, 1985; Vuja & Eyuboglu, 1992).

Поради тези особености на двата метода, при решаването на изследователски задачи, свързани с редуциране на данните (броя на променливите), предимство има анализът на главни компоненти, а за разкриване на латентни структури – анализът на главни фактори. Тъй като при втория метод се анализира общата, споделена от променливите дисперсия, извлечените фактори могат да се концептуализират и идентифицират като психологически променливи.

Задачата за определяне на факторната структура на въпросника предполага не просто редуциране на броя на неговите компоненти (въпроси или субтестове), а разкриване на латентната му структура и нейната съдържателна интерпретация. Независимо от ясното разграничение между двата метода на факторизиране, изследователите не са единодушни за сферите на тяхното приложение. Някои споделят мението, че към едни и същи данни могат да бъдат приложени успешно различни факторни аналитични техники (Yates, 1987; Velicer, Eaton & Fava, 2000; de Ayala, 2009), други възприемат анализа на главни компоненти като "неистинска" аналитична техника за факторизиране (Costello & Osborne, 2005; Hayton, Allen & Scarpello, 2004). Независимо от тези разногласия, въз основа на характеристиките на двата метода, представени по-горе, като метод за факторизиране на променливите в настоящото изследване бе предпочетен анализът на главни фактори.

Общият модел на този вид факторен анализ може да бъде представен по следния начин (по Harman, 1976, стр. 15):

$$z_j = a_{j1}F_1 + a_{j2}F_2 + \dots + a_{jm}F_m + u_j Y_j \quad (6)$$

където:

$z_j$  – *j*-та наблюдавана променлива,  $j = 1, 2, \dots, n$

- $F$  – общи фактори ( $m \leq n$ )
- $Y$  – специфични фактори
- $a$  – факторни коефициенти (тегла)

В този модел всяка манифестирана променлива е представена като линейна функция от няколко общи фактора, обясняващи споделената корелация между манифестираните променливи, а всеки специфичен фактор обяснява останалата дисперсия, включително и грешката на измерване.

В рамките на анализа на главни фактори са разработени различни аналитични техники за оценка на параметрите на модела – *Communalities*, *MinRes (Minimum Residual factor method)*, *Maximum likelihood factors*, *Centroid method*, *Principal axis method* и др. Мнозина изследователи разглеждат тези техники като сходни и същевременно алтернативни методи за постигане на едни и същи цели (Harman & Jones, 1966; Harman, 1976; Reynolds & Kamphaus, 2003). Трудно е обаче, според А. Йейтс, да се прецени е какво би било отражението на избора на една или друга техника върху изводите, които ще бъдат направени от съответния анализ. Авторът отбелязва, че всяка промяна в математическите критерии при прилагането на изследователския факторен анализ би имала съществено отражение върху резултатите (Yates, 1987).

Това мнение намира различни потвърждения, например в сравнителното изследване, направено от Р. Торндайк, на годността на няколко метода за извличане на фактори да водят до постигане на проста факторна структура. Авторът съпоставя 5 метода, приложени върху 24 корелационни матрици, извлечени от 6 научни области извън психологията (6 области x 4 корелационни матрици). Изводът на автора е, че методите за факторизиране се различават по своя потенциал за продуциране на проста факторна структура при различни данни, но като цяло *MinRes* и *Maximum likelihood factors* дават по-добри решения (Thorndike, 1971, стр. 4).

Други автори също отдават своите предпочитания на метода на максималното правдоподобие, който е подходящ за приложение в случаите, в които разпределенията на променливите са нормални или не се отличават съществено от нормалното. В останалите случаи авторите препоръчват като по-подходящ метода на главните оси (*Principal axis factoring*), при който няма

изискване за формата на разпределенията (Fabrigar, Wegener, MacCallum & Strahan, 1999; Costello & Osborne, 2005; Revelle, 2007).

След внимателно проучване на особеностите на различните техники за факторизиране бе направен избор в полза на метода на главните оси (*Principal axis factoring*), който се основава на следните аргументи:

(1) Различните аналитични техники като цяло водят до сравними резултати, тъй като анализът на главни фактори като генеричен метод за извличане на факторите е сравнително устойчив срещу влиянието, което прилагането на една или друга техника може да окаже върху резултатите (Zwick & Velicer, 1986).

(2) Резултатите от собствените пилотни изследвания върху събраните при изследването данни, направени с различни факторни техники в рамките на *PFA*, потвърдиха мнението на У. Цвик и У. Велисер. Макар и в някои случаи с различен брой фактори или с различни собствени стойности, извлечените по различен начин факторни конфигурации са напълно съпоставими.

(3) Прилагането на този метод се основава на допусканията, общи за факторния анализ, но не и на допускането за формата на разпределенията на променливите. Това изключение е съществено, тъй като дава свобода на изследователя да работи с променливи, чиито разпределения се отклоняват от нормалното.

(4) Необходимо е съгласуване на метода за извличане на факторите и метода за определяне на оптималния им брой. Тъй като за решаването на втората задача ще бъде използван специфичния метод на паралелния анализ на Дж. Хорн, най-подходящ за извличане на факторите е методът на главните оси.

#### *Избор на метод за определяне на броя на факторите*

Една от основните задачи, свързани с използването на изследователския факторния анализ, е решаването на т. нар. „проблем за броя на факторите” (*number-of-factors problem*). Той се състои в определяне на „оптималния” брой на факторите от гледна точка на главната цел на факторния анализ – редуциране на броя на изходните променливи и създаване на модел с малък брой, ясни и поддаващи се на интерпретация фактори и в същото

време съхраняване на важната информация чрез пълноценно представяне на мрежата от корелационни връзки между променливите. Това е може би най-важното, но и най-трудно изследователско решение, тъй като, както отбелязват К. Рейнолдс и Р. Камфаус, “няма твърдо установени правила и поради това процесът [на вземане на решение] е смесица от навици, субективност и преценка” (Reynolds & Kamphaus, 2003, стр. 85).

Разработени са десетки методи за решаване на този проблем, но специално внимание заслужава Паралелният анализ (*Parallel analysis, PA*), разработен от Дж. Хорн (Horn, 1965), който реферира към два от основните методи за определяне на броя на факторите (методът на Кайзер-Гутман и scree-test на Кетел) и е подходящ за приложение както при *PCA*, така и при *PFA* (Vuja & Eyuboglu, 1992; Reynolds & Kamphaus, 2003). Дж. Хорн предлага да се генерират множество „изкуствени” съвкупности от данни (корелационни матрици), паралелни на емпиричната от гледна точка на броя на променливите и обема на извадката, които да се моделират по случаен начин. За симулиране на данните се използва методът *Monte Carlo*, като променливите се извличат от нормално разпределени генерални съвкупности при условие (нулева хипотеза) за липса на статистическа зависимост между тях. При това условие всички собствени стойности в генералната съвкупност при Анализа на главните компоненти ще бъдат равни на 1.00, а при Анализа на главните фактори – 0.00 (Vuja & Eyuboglu, 1992).

Множеството нови, симулирани съвкупности от данни се подлагат, успоредно със съществуващата емпирична съвкупност, на факторен анализ от същия тип и от всяка съвкупност се извличат поредните фактори с техните собствени стойности. В оригиналната версия на Дж. Хорн критерият за определяне на оптималния брой на факторите в емпиричните данни се основава на съпоставянето на собствената стойност на даден емпиричен фактор (например първия по ред) със средната стойност на собствените стойности на съответните симулирани фактори (всички първи по ред фактори от генерираните по случаен начин съвкупности). Правилото, предложено от Дж. Хорн, е в модела да се включат само онези емпирични фактори, чиито наблюдавани собствени стойности надвишават средната на „очакваните” собствени стойности на съответния пореден фактор, получени на случайно равнище (Vuja & Eyuboglu, 1992; Glorfeld, 1995; Kabacoff, 2003; Hayton, Allen &

Scarpello, 2004; Ledesma & Valero-Mora, 2007). Правилото на Дж. Хорн означава, че в оригиналния си вид неговият метод работи на равнище на значимост 0.50.

Паралелният анализ търпи развитие в две основни насоки. Една от тях е преходът от симулиране на определен (дори и значителен) брой очаквани собствени стойности при нулева хипотеза за независимост на променливите към генериране на разпределения на очакваните собствени стойности на поредните фактори. По този начин праговете стойности могат вече да не се фиксират върху средната, а върху определени квантил, например медианата (Kabacoff, 2003) или друг квантил, най-често 75-тия, 90-тия, 95-тия или 99-тия от разпределението на поредната собствена стойност, извлечена от случайните данни (Glorfeld, 1995; Kabacoff, 2003; Hayton, Allen & Scarpello, 2004; Ledesma & Valero-Mora, 2007).

#### 2.1.2. Изследване на надеждността на оценките за ползваемост между преподаватели и студенти

Недостатъчната надеждност на оценките, поставяни от отделните индивиди в качеството им на оценители (проверители, експерти), е една от съществените слабости на субективното оценяване. Тя се проявява при ситуации на многократно оценяване на един и същи обект от един и същи оценител или пък от различни (дори и двама) оценители. Типичният видим ефект от такава процедура е изместването, понякога твърде драстично, на оценките на различните оценители една спрямо друга. Това е един от четирите техни „смъртни греха“, които още Ч. Спирмън съзира в методологичните подходи на своите предшественици, занимаващи се с проблемите на измерването: „... нито един изследовател, изглежда, не взема под внимание друг голям източник на неточности, който неминуемо присъства във всяка работа, а именно *грешките на наблюдението*” (Spearman, 1904, стр. 223).

Този ефект намира статистически израз в сравнително по-голямата дисперсия на оценките при субективното оценяване, съответно по-голяма стандартна грешка на измерването, в сравнение с обективните методи.

Многократното измерване на един и същи обект при субективното оценяване обаче е съпроводено с редица проблеми, най-вече от прагматичен характер. Ето защо изследователските усилия при субективното оценяване са

насочени към оценка на съгласуваността, на съответствието между оценките на минимален брой оценители, най-често двама.

За оценка на съгласуваността между субективните оценки могат да бъдат приложени различни методи – както неспециализирани (с общо предназначение за оценка на корелационните типове взаимовръзки), така и специализирани, за оценка на този специфичен вид надеждност. Конкретният метод за оценка на надеждността на оценките между оценителите обаче зависи от типа на скалата, която е използвана (номинална, рангова или метрична). В настоящото изследване е използвана 6-бална скала от ликертов тип. Обикновено този тип скали се третират като интервални, макар че някои изследователи настояват те да бъдат разглеждани единствено като ординални (Siegel, 1956, по Gardner, 1975). Без да навлизаме в дълбочина в тази дългогодишна полемика, ще отбележим, че аргументите в подкрепа на първия от двата подхода надделяват (Abelson & Tukey, 1959; Gaito, 1960; Gardner, 1975). Въпреки това в настоящото изследване за изследване на съгласуваността между субективните оценки ще бъдат използвани методи, предназначени за прилагане най-малко върху ординални данни.

Планираното изследване на надеждността може да се разглежда като принадлежащо към категорията на корелационните изследвания, които се прилагат често в областта на психологическите и образователни измервания - в случаите, в които условията за провеждане на експериментално изследване са неизпълними или неподходящи (Gribbons & Herman, 1997). Корелационните изследвания обхващат измерването на две или повече променливи и оценяване на взаимовръзките между тях. Фокусът при тези изследвания не е върху причинно-следствените връзки между променливите, а върху наблюдението на различни аспекти на реални ситуации и процеси, изясняване на моделите на взаимовръзка между тях и установяване на предвиждащата сила на установените взаимовръзки.

### *Зависими променливи*

В качеството на зависими променливи в изследването са включени два типа индикатори. От една страна, това са променливите, съдържащи оценките на двете категории участници по всички въпроси от теста, т.е. суровите балове по отделните индикатори на педагогическата ползваемост. От друга, като



променливи се третират и композитните балове от 10-те субскали на въпросника. Тъй като те са формирани като сумарни скали, получени чрез сумиране на политомичните оценки на участниците по отделните индикатори, като зависима променлива може да се разглежда и общият бал, който също е сумарна скала.

### *Методи за анализ*

Типичният анализ на надеждността на оценките между оценителите се състои в прякото съпоставяне на резултатите от оценяването между двама (или повече) оценители. Целта на настоящото изследване е по-различна – да се направи съпоставка не просто между няколко оценители, а между две свършено различни групи от участници в образователния процес.

Поради това първичните данни са организирани по следния начин: всеки оценител представлява самостоятелен случай (ред), а оценките по отделните индикатори, субскали и общия бал са представени като променливи (колони). Такава структура на данните е подробно обсъдена от Р. Макленън (MacLennan, 1993).

За оценка на надеждността е използван интра-класов коефициент на корелация, по-точно коефициентът  $\alpha$  на Кронбах, който е една от неговите форми. При такава организация на данните коефициентът на Кронбах следва да се интерпретира като мярка за вътрешната консистентност на оценките на оценителите по отделните компоненти на въпросника, които са предмет на анализ.

В допълнение, за пряка оценка на съгласуваността между основните групи участници в изследването ще бъде приложен коефициентът на съгласие на Кендал  $W$  (*Kendall's coefficient of concordance*).

### 2.1.3. Изследване на групови различия в равнищата на оценките на педагогическата ползваемост на ЕДМ

Както бе посочено, настоящото изследване на ползваемостта на ЕДМ е фокусирано върху съпоставянето на оценките на двете основни категории участници в процеса на обучение – преподаватели и студенти. Ето защо в него са предвидени серия от изследвания, чиято цел е да се установи дали между

тези две основни групи, както и на субгрупите, които ги съставят, се наблюдават различия в оценките на педагогическата ползваемост. За тази цел ще бъдат проведени няколко последователни дисперсионни анализа с такива независими променливи като роля на и. л. в образователния процес (преподавател, студент), тип на дидактическия материал (въвеждащ, за преговор и т. н.), роден език на преподавателя (английски, друг език) и място, където студентът се обучава (НБУ, УНСС). Като зависими променливи ще бъдат разгледани композитните балове по отделните субтестове от въпросника. Статистическият метод, който ще бъде използван, е дисперсионен анализ с повторни измервания.

## 2.2. Стимулен материал

За целите на основното изследване бяха разработени 4 електронни дидактически материала, които ще наричаме за краткост ЕДМ 1, ЕДМ 2, ЕДМ 3 и ЕДМ 4.

### 2.2.1. Подбор на материали

Материалите бяха разработени в съответствие с учебната програма за ниво напреднали (С1) в общообразователните курсове по английски език в НБУ.

ЕДМ 1 е предназначен за въвеждане на нова граматическа структура и се състои от 20 екрана с вградени изображения, 10 от които са представяне на граматическата структура, а другите 10 са кратък квоиз с обратна връзка. На обучаваните е предоставен избор на последователността на екраните (упражненията).

ЕДМ 2 е предназначен за преговор на тематично свързана лексика, и се състои от 5 екрана с упражнения и вградени аудио записи. Екраните са подредени в следната последователност: представяне на целите и темата, идентифициране на лексиката, категоризиране на лексиката, намиране на съответна дефиниция, синоним, или антоним, и резюме на темата, целите и упражнението. На обучаваните не е предоставен избор на последователността на екраните (упражненията).

ЕДМ 3 се състои от 9 екрана покомпонентно представяне на граматическа структура, раздробена на малки порции в последователност

представяне-упражняване-надграждане като последните два екрана са интегрирано представяне, разпознаване на граматиката и упражняване посредством автентични аудио и видео записи. На обучаваните е предоставен избор на последователността на екраните (упражненията).

ЕДМ 4 е продължение на ЕДМ 3 и се състои от 11 екрана допълнително упражняване – слушане с разбиране (аудиране), откриване на ключова лексика, упражняване на словоред (въведен и частично упражнен в ЕДМ 3), реконструиране на текста с цел фокус върху структурата на текста, като на обучаваните е предоставен избор на последователността на екраните (упражненията).

### 2.2.2. Разработване на материалите

Материалите бяха разработени с помощта на софтуера *Hot Potatoes*, *Quandary* и *TextToys* поради възможностите за генериране на близо 100 варианта на интерактивни онлайн упражнения. При разработването бяха следвани насоките за визуалния дизайн.

Материалите са съвместими със съществуващи системи за управление на учебно съдържание като MOODLE, но бяха представени на и. л. извън такава система. Обосновката за това е, че не се оценява системата, нито как материалите функционират в нея, а се оценява обучителната стойност на материалите, независимо от системата, независимо дали са предоставени в или извън нея.

### 2.3. Инструментариум

За събирането на данните бе използван въпросникът *Pedagogically Meaningful eLearning Questionnaire (PMLQ)*, разработен от П. Нокелайнен и екип (Nokelainen, 2006) от университета в Тампере, Финландия. Въпросникът се състои от 56 въпроса за студентите и 60 въпроса за преподавателите (виж Приложение № 1<sup>2</sup>). Въпросите с номера от 1 до 56 са еквивалентни за преподавателите и за студентите, а последните 4 (с номера 57 до 60) се отнасят само за преподавателите, но не и за студентите. Отговорите на въпросите са по 6-бална скала от ликертов тип, в която 1- изобщо несъгласен,

---

<sup>2</sup> Въпросникът е приложен в оригинал на английски език, както е предоставен за работа на изследваните лица.

5 - напълно съгласен, а 6 – N/A (не се отнася за този материал). Въпросите са рандомизирани, но са организирани в десет измерения/ дименсии на педагогическата ползваемост – (1) Контрол от обучаваните, (2) Дейност на обучаваните, (3) Учене в сътрудничество, (4) Целева ориентация, (5) Приложимост, (6) Добавена стойност, (7) Мотивация, (8) Оценка на предишни знания, (9) Гъвкавост, (10) Обратна връзка. За повече подробности, виж Приложение № 2.

При всички анализи, от въпросника са извадени индикаторите с поредни номера 16, 17 и 18 поради неприложимост към подбраните за стимулен материал ЕДМ, а при някои от анализите от него са извадени индикаторите с поредни номера 57, 58, 59 и 60 поради това, че са предназначени само за преподавателите и студентите не са давали отговори по тях. В добавка, преди обработването на данните последния бал (6) бе трансформиран в нулева стойност, което придава на скалата поне рангов характер, без да променя значението на този бал.

#### 2.4. Изследвани лица

В изследването взеха участие две категории лица: преподаватели и студенти. Първата група включва 20 преподаватели от различни националности, от които 10 жени и 10 мъже. Те бяха набрани от групи по интереси в интернет, за които се знае, че активно разработват интерактивно съдържание за обучение.

Във възрастово отношение 8 от преподавателите (40% от всички) са на възраст 40 – 50 години, друга група също от 8 преподаватели (40%) са на възраст 50 и повече години, а най-малката субгрупа включва 4 преподаватели (20%) на възраст между 30 и 40 години. По отношение на тяхната националност 8 от преподавателите (40%) са българи, останалите принадлежат към 8 националности както следва: Великобритания - 5 души (25%), Австралия, Франция, Холандия, Германия, Нова Зеландия, Полша, САЩ - по 1 човек (по 5% от всички). В допълнение, преподавателите, за които английският език е роден, са 8 (40%). Останалите са носители на други езици, според своята националност. Профилът на преподавателите, а и техните професионални автобиографии подсказват, че извадката е добре балансирана по отношение на пола, с преобладаващ дял на лицата в по-високите

възрастови категории, следователно с по-голям преподавателски опит, т. е. това са хора, които могат да изпълнят добре ролята си на експерти в това изследване.

Групата на студентите включва 80 лица, от които 48 мъже (60.00% от всички) и 32 жени (40.00%). На среща със студентите, обучаващи се в ниво С1 по английски език беше обяснена целта на проучването и изследваните лица доброволно заявиха участието си.

Най-голямата субгрупа попада във възрастовия интервал 20 – 30 години (67 души, 83.75% от всички). Останалите участници са разпределени сравнително равномерно в по-високите възрастови категории, като тези в категорията над 30 до 40 години са 4 души (5.003%), над 40 до 50 години – 3 души (3.75%) и над 50 години – други 6 души (7.50% от всички). По-голяма част от студентите учат в НБУ – това са 63 души (78.75% от всички), а останалите са студенти на УНСС – 17 души (21.25% от всички). Профилът на студентите от НБУ е много разнообразен поради спецификата на организацията на обучението по чужд език в курсовете на НБУ, а именно, че студенти от различни възрасти, различни специалности и година на обучение попадат в ниво С1 по английски език. Профилът на студентите от УНСС е по-хомогенен от гледна точка на изучаваните специалности.

По отношение на дела на електронното обучение студентите на НБУ системно работят в електронна среда, тъй като тя е задължителен компонент от обучението им в университета. Голяма част от учебно съдържание в курсовете по специалностите се предоставя в системата за управление на учебно съдържание MOODLE, студентите са обучавани и оценявани в електронна среда. За студентите на УНСС електронното обучение е по-скоро „инцидентно” и „екстра” при възможност и желание от страна на преподавателите.

## 2.5. Процедура

Четирите електронни дидактически материала, едни и същи както за преподавателите, така и за студентите, заедно с инструкцията и въпросника, бяха качени в интернет. Инструкциите към задачата и на двете групи изследвани лица беше да направят интерактивните упражнения в интернет и след всеки материал да го оценят, използвайки онлайн въпросника. Отговорите

на въпросите се съхраняват в база данни в интернет. Ограничения във времето за изпълнение на задачата не беше указано, тъй като не представлява интерес за настоящето изследване. Данните бяха събрани в периода април - юни по време на пролетния семестър на академичната 2011-2012 г.

### III. Резултати

#### 1. Анализ на латентната структура на въпросника

##### 1.1. Изходни данни

Изпълнението на факторния анализ абслужва две цели. От една страна, да се установи дали латентните структури, които обуславят оценките на изследваните лица от двете групи, са огледални една на друга, т. е. дали преподавателите като експерти и студентите като потребители оценяват ЕДМ по една и съща мрежа от характеристики. От друга страна, резултатите от този анализ биха могли да послужат за основа на по-нататъшните проучвания на данните, предвидени в изследването.

Както беше отбелязано по-горе, при провеждане на факторния анализ от въпросника бяха отстранени индикаторите с поредни номера 16, 17 и 18 поради неприложимост към разработените за целите на това изследване ЕДМ. За да се постигне симетричност на изходните данни от преподавателите и студентите, от анализа бяха извадени и оценките на изследваните лица по индикаторите с поредни номера 57, 58, 59 и 60, които са предназначени само за преподавателите и следователно не са подходящи за студентите. Така броят на индикаторите, подложени на факторен анализ, е 53.

##### 1.2. Извличане на факторите

Като обща стратегия последователното извличане на факторите се основава на ротация на изходното пространство на променливите, чиято цел е максимизиране на дисперсията в „новите“ променливи (фактори) и същевременно минимизиране на дисперсията в областта около тях (*variance maximizing*). След като първият фактор е конституиран така, че да обясни възможно най-голяма част от дисперсията, алгоритъмът продължава с извличането на следващия фактор, който максимизира останалата дисперсия и

така нататък, докато бъде обхваната и обяснена общата дисперсия. Тъй като всеки следващ фактор максимизира дисперсията, която не е обхваната от предходния, последователните фактори са (а) независими един от друг (некорелирани, ортогонални) и (б) с намаляваща обяснителна сила.

Факторният анализ бе приложен поотделно върху корелационните матрици с пиърсънови корелационни коефициенти за всеки ЕДМ и за всяка група изследвани лица. Анализите са направени при такава първоначална конфигурация на факторните модели, която предполага наличието на 53-факторна структура, т.е. при допускане, че броят на латентните фактори е равен на броя на зависимите променливи (индикатори), при зададена минимална собствена стойност на факторите  $\lambda_{Fi} = 0.00$ . Основанията за приемане на такава стартова конфигурация са, че теоретично е възможно оценките на изследваните лица по даден индикатор за педагогическата ползваемост на ЕДМ да е напълно независима от оценките им по който и да е от останалите индикатори от въпросника. С други думи, допускаме, че е възможно отговорите на изследваните лица на всеки въпрос да кореспондират с отделен латентен фактор и че тези фактори са независими помежду си. От техническа гледна точка тази стартова конфигурация отразява преднамерено търсеното съчетание от максимален брой фактори при минимално равнище на собствените им стойности, което дава възможност да бъдат извлечени всички възможни фактори, дори и най-слабите. В допълнение, необходимостта от прилагане на такава първоначална конфигурация се налага и от използването на паралелния анализ като метод за определяне на броя на факторите (О'Сонор, 2000). В следващата таблица са представени най-важните резултати от факторните анализи при избраната стартова конфигурация, за отделните ЕДМ и категории изследвани лица.

Табл. 1. Резултати от първоначалния анализ на главни фактори на данните за ЕДМ 1 - 4 и за двете категории изследвани лица

	ЕДМ 1		ЕДМ 2		ЕДМ 3		ЕДМ 4	
	пр.	студ.	пр.	студ.	пр.	студ.	пр.	студ.
Първоначална конфигурация - брой фактори	24	28	24	25	33	23	37	38
Първоначална конфигурация - кумулативен процент от	90.41	90.55	90.41	86.37	90.54	86.37	90.51	82.16

общата дисперсия								
Първи фактор - собствена стойност	12.55	9.69	12.28	13.70	14.88	12.37	14.28	17.15
Първи фактор - процент от общата дисперсия	23.68	18.28	23.16	25.86	28.07	23.33	26.95	32.36

Данните в горната таблица са в известен смисъл разнопосочни, без да очертават някаква определена, категорична тенденция. Все пак бихме могли да открием няколко интересни особености. Дисперсията в оценките на изследваните лица може да бъде обяснена с факторни структури, съдържащи голям брой фактори – между 24 при ЕДМ 1 и 2 и 38 при ЕДМ 4. Чрез тях може да бъде обяснена почти цялата дисперсия на оценките по отделните индикатори – между 82.16% при ЕДМ 4 и 90.55% при ЕДМ 1, като в повечето случаи делът на обяснената дисперсия надхвърля 90%, т.е. извлечените конфигурации предоставят една почти пълна, изчерпателна картина на латентните структури, които стоят в основата на оценъчната дейност на изследваните лица.

Броят на факторите в отделните конфигурации обаче надхвърля повече от двукратно числеността на скалите в оригиналния въпросник, при това той флукутира както при отделните ЕДМ, така и при категориите изследвани лица. Характерен в това отношение е ЕДМ 3, при който факторната структура, извлечена от отговорите на преподавателите, съдържа 33 фактора, а от тези на студентите – 23 фактора. Би могло да се каже с известна условност, че факторната структура при първите два ЕДМ изглежда по-опростена, а при вторите два, особено при ЕДМ 4 – по-усложнена, с повече на брой фактори. Подобно съждение, дори и под условие, не би могло да се изкаже по отношение на двете категории изследвани лица. При два от ЕДМ (2 и 4) размерността на латентните пространства е почти еднаква, при другите два се наблюдават отклонения, но в различни посоки.

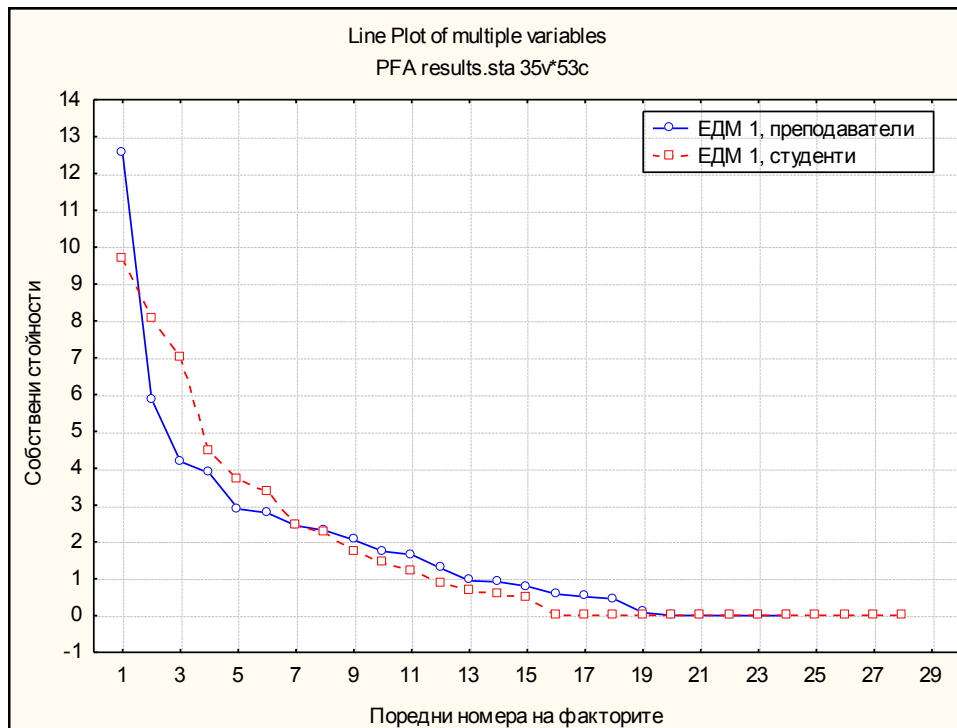
Най-важната мярка за оценка на вариацията в множество от наблюдавани променливи, която се дължи на (и може да бъде обяснена чрез) даден фактор, е неговата собствена стойност (*eigenvalue*). Тази статистика е основен индикатор за значимостта, за обяснителната сила на съответния фактор. Поради спецификата на алгоритъма за последователно извличане на факторите, получените първоначални факторни конфигурации се



характеризират с голям брой, но неравностойни фактори, всеки следващ от които обяснява все по-малка част от наблюдаваната вариация. Нещо повече, поради специфичния подход на *PFA* за анализирани само на общата дисперсия на променливите, която се дължи на общите фактори и която те споделят помежду си, извлечените фактори обикновено не обясняват цялата дисперсия.

Собствените стойности от горната таблица свидетелстват за наличието на сравнително силни първи фактори, които в отделните конфигурации обясняват между 18.28% (при ЕДМ 1) и 32.36% от цялата дисперсия (при ЕДМ 4). Наличието на силен първи фактор при съществуващите сложни, многофакторни структури подсказва, че следващите по ред фактори, особено последните във всяка конфигурация, следва да имат ниски собствени стойности, съответно слаба обяснителна сила. Това става видно от следващите две графики, на които са представени собствените стойности на факторите за два от ЕДМ.

Фиг. 1. Собствени стойности на факторите за ЕДМ 1, преподаватели и студенти

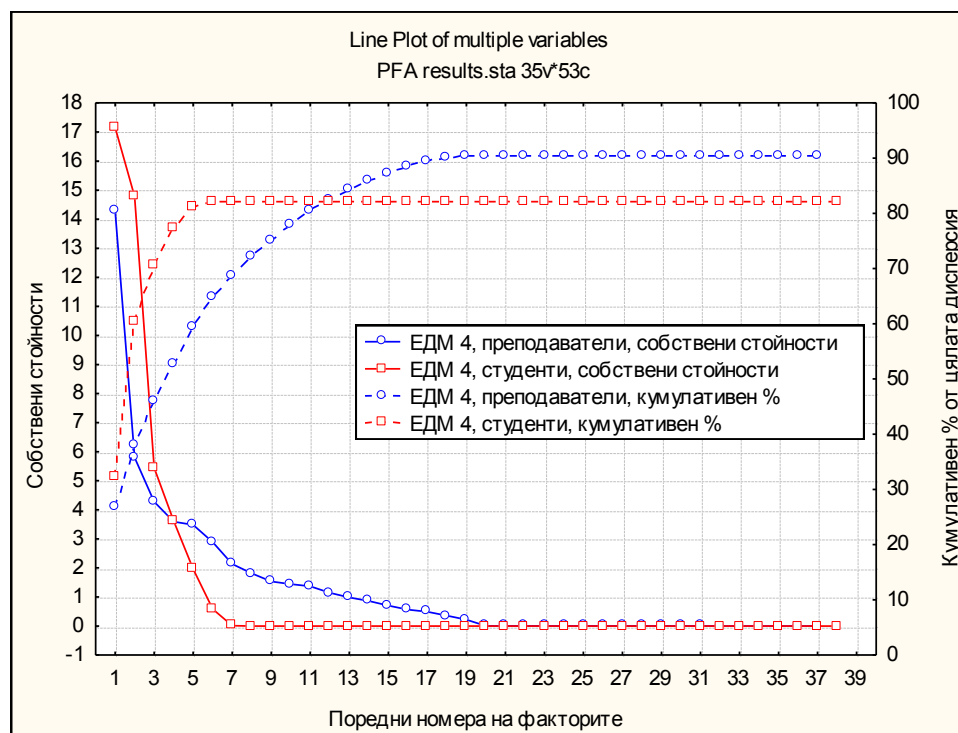


На горната графика са представени профилите на факторните конфигурации на двете категории изследвани лица за ЕДМ 1. Всяка точка представлява отделен фактор, а нейната вертикална позиция – големината на

собствената му стойност. Графиката е от значение за анализа с две свои особености. От една страна, е видно сходството между факторните профили на двете групи, със слабо различаващи се по големини собствени стойности на факторите. От друга, това са ниските собствени стойности на факторите, които след 18-тия фактор и при двете групи клонят към нула.

Тази картина обаче не е типична за факторните профили. По-характерна е следващата графика, на която са представени профилите на факторните конфигурации на двете категории изследваните лица за ЕДМ 4, които са сходни с тези за ЕДМ 2 и 3.

Фиг. 2. Собствени стойности на факторите за ЕДМ 4, преподаватели и студенти



Въпреки големия брой на факторите в конфигурациите на групите на преподавателите и студентите (съответно 37 и 38), относително малък брой от тях са ефективни. Например при студентите собствените стойности на факторите след 6-тия се приближават към нула ( $\lambda_{F7-F38} \leq 0.01$ ), при преподавателите – след 19-тия. Интересното в тази графика обаче е друго и то се изразява в по-слабо изразения (в сравнение с предходната графика) паралелизъм между двата профила. Докато профилът на преподавателите запазва плавната си форма, с постепенно намаляващи големини на

собствените стойности, то при студентите се наблюдава силно скосена, рязко спускаща се лява част на профила, който след 6-тия фактор приема почти хоризонтална форма. Това означава, че студентите са склонни към холистично оценяване на педагогическата ползваемост на ЕДМ в сравнение с преподавателите, чрез по-малко дименсии.

Скалата в дясната част на графиката представя кумулативния дял от цялата дисперсия (в проценти), който може да бъде обяснен със съответния брой фактори. Двата профила в горния ѝ край отразяват точно този кумулативен дял. Както може да се види, и при преподавателите, и при студентите съществуват точки на „насищане” при определен брой фактори (до тези точки профилите растат нагоре), след които следващите фактори не добавят почти никаква нова информация (профилите приемат форма на хоризонтална права линия). При студентите пречупването на кривата е по ясно изразено, а точката на насищане е около 6-тия фактор. При преподавателите кривата е по плавна и всеки фактор до 19-тия добавя нова информация.

Прави впечатление още, че факторната конфигурация на студентите в пълния ѝ размер има кумулативна обяснителна сила, по-ниска от тази на преподавателите – при студентите всички фактори обясняват сумарно 82.16% от цялата дисперсия, а при преподавателите - 90.51% от нея. Впрочем, при почти всички конфигурации преподавателите постигат по-висок процент от дисперсията, която може да бъде обяснена чрез съответния максимален брой фактори. Останалата част от дисперсията (необяснената дисперсия) е или специфична, уникална за отделните индикатори, или отразява грешките на измерването. От друга страна, студентите постигат присъщите за тях максимални стойности на обяснената дисперсия чрез по-малък брой фактори, отколкото преподавателите.

### 1.3. Определяне на факторните модели

Като основен метод за решаване на проблема за определяне на броя на факторите, които следва да бъдат включени в съответния модел, в настоящото изследване бе предпочетен паралелният анализ на Дж. Хорн, представен по-горе. Паралелният анализ бе извършен с помощта на макрос, разработен за статистическия пакет SPSS от Б. О’Конър (O’Connor, 2000). Изчисленията на

„очакваните” собствени стойности при различните конфигурации са направени при следните стойности на основните параметри:

- (1) брой на случаите – при преподавателите  $n=20$ , при студентите  $n=80$
- (2) брой на променливите – 53
- (3) брой на извадките – 1 000
- (4) процентил – 95
- (5) тип на анализа -2

Очакваните собствените стойности са изчислени при нулева хипотеза за независимост (липса на корелация) между променливите, генерирани от нормално разпределена, симулирана генерална съвкупност. Основните параметри при конфигуриране на паралелния анализ на субтестово равнище имат следното значение:

(1) Броят на случаите във всяка симулирана променлива е равен на обема на извадката в съответната категория изследвани лица.

(2) Броят на генерираните променливи за всяка симулирана съвкупност от данни е равна на броя на индикаторите във въпросника (при всички анализи този брой е еднакъв).

(3) Брой на генерираните извадки, за всяка от които се изчисляват „очакваните” собствени стойности на 53 поредни фактора. При тестване с различен брой извадки не се наблюдава съществена разлика между изчислените собствени стойности, но се забелязва слаба тенденция равнищата им да намаляват. Зададеният брой от 1 000 извадки не предизвиква изчислителни проблеми и гарантира достатъчни по обем вариационни редове от симулирани собствени стойности, от които да се определят критерийните стойности.

(4) 95-тият процентил на разпределението на собствените стойности за всеки пореден симулиран фактор. В настоящото изследване 95-тият процентил е приет като критерийна (референтна) стойност за вземане на решение дали съответният фактор да бъде включен в модела.

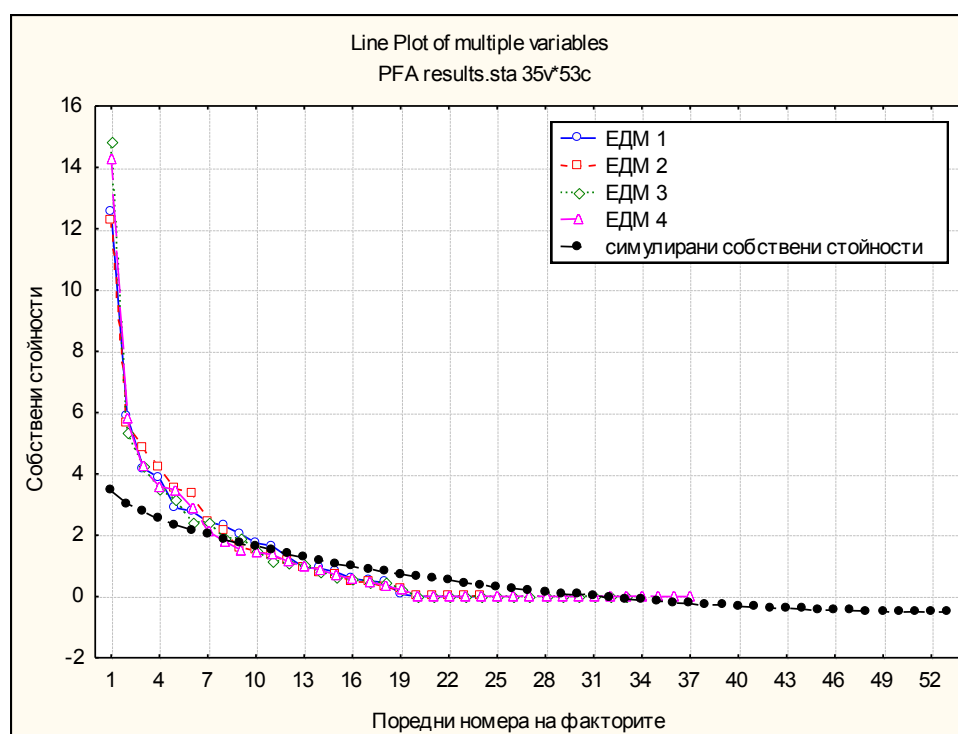
(5) Типът на факторния анализ на симулираните данни. В случая е определен анализ на главни фактори (главни оси), който съответства на типа на факторния анализ на реалните данни.

Определянето на факторния модел (по-скоро – решението на проблема за броя на факторите) се извършва чрез съпоставяне на емпиричната

собствена стойност на всеки фактор, определена върху реалните данни, с критерийната му стойност, определена върху симулираните данни.

Прилагането на паралелния анализ като метод за определяне на факторните модели доведе до очакваните съществени изменения в картината, очертана в предходната част на анализа. Латентните модели, които могат да се определят въз основа на избраната процедура (т. е. включващи фактори със собствени стойности, по-високи от определените критерийни стойности), са с много по-малко измерения, откогато тези в първоначалните конфигурации. Следващите две графики хвърлят допълнителна светлина върху резултатите от паралелния анализ за Хорн.

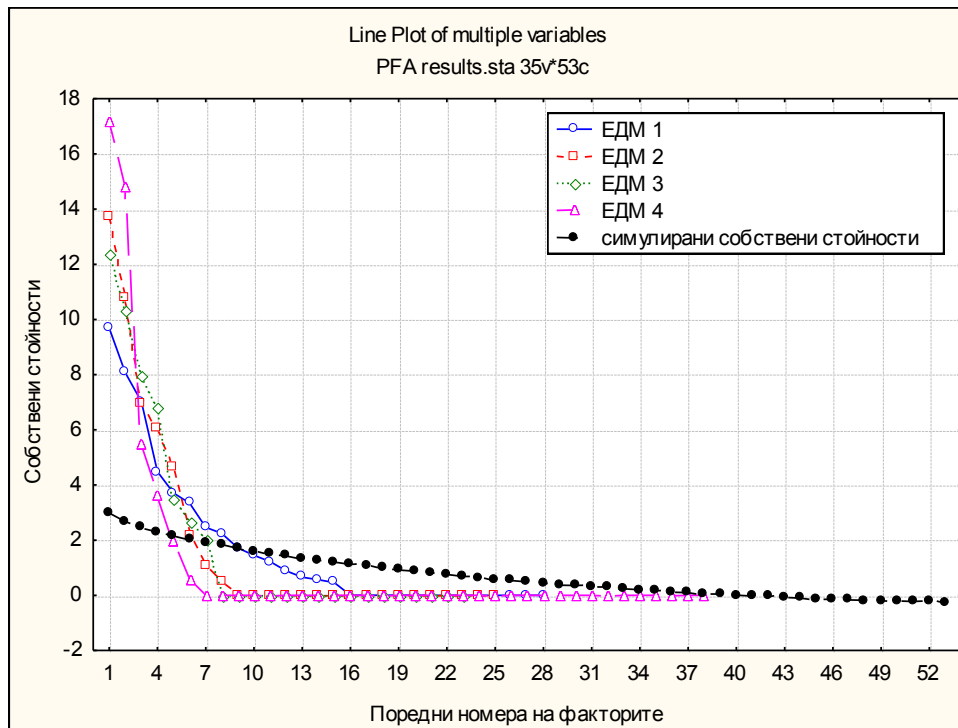
Фиг. 3. Паралелен анализ на факторните конфигурации на ЕДМ 1 – 4 върху данните от преподавателите



Прави впечатление консистентния начин, по който преподавателите са конституирали латентните структури за оценка на различните ЕДМ, поне по отношение на големините на съответните фактори – профилите при различните ЕДМ почти съвпадат. Най-ниско разположеният профил е на 95-тия перцентил на симулираните собствени стойности, които използваме като референтно стойности. Вижда се, че този профил пресича останалите в областта на 10-тия фактор, т.е. може да се приеме, че латентната структура,

която лежи в основата на преподавателските оценки, включва около 10 фактора.

Фиг. 4. Паралелен анализ на факторните конфигурации на ЕДМ 1 – 4 върху данните от студентите



В тази графика също прави впечатление консистентността, с която са конституирални латентните структури при студентите. С изключение на ЕДМ 1, профилите при останалите три ЕДМ почти съвпадат. Най-ниско разположеният профил и тук е на 95-тия перцентил на симулираните собствени стойности. Този профил пресича останалите в областта между 5-тия и 9-тия фактор, т.е. може да се приеме, че латентната структура, която лежи в основата на оценките на студентите, включва (за различните ЕДМ) между 5 и 9 фактора.

По-точни данни за факторните структури на финалните конфигурации, определени по представеното по-горе правило и които следва да бъдат приети въз основа на методологията на паралелния анализ, са представени в следващата таблица.

Табл. 2. Резултати от финалния анализ на главни фактори на 4 ЕДМ и две категории изследвани лица

	ЕДМ 1		ЕДМ 2		ЕДМ 3		ЕДМ 4	
	пр.	студ.	пр.	студ.	пр.	студ.	пр.	студ.
Финална конфигурация - брой фактори	11	9	8	6	9	7	7	4
Финална конфигурация - кумулативен процент от общата дисперсия	79.70	80.63	72.58	83.44	75.28	86.37	68.77	77.34

Броят на факторите във финалните конфигурации е значително по-малък от този в стартовите конфигурации, приближавайки се до броя на скалите в оригиналния въпросник, но като цяло по-малък от него. Въз основа на тези данни може определено да се каже, че студентите боравят с по-прости латентни структури, отколкото преподавателите (като цяло броят на факторите при тази група е с 2 по-малък от този при преподавателите), но чрез тях може да се обясни по-голям дял от общата дисперсия. Става ясно също така, че при оценката на педагогическата полезност на различни ЕДМ преподавателите и студентите активират латентни структури с различен брой дименсии.

#### 1.4. Факторни тегла на променливите. Интерпретация на факторните структури

Процедурата на факторния анализ предполага идентифицирането и интерпретирането („именуването“) на латентните измерения да се извърши въз основа на факторните тегла на променливите.

Факторното тегло на една променлива (въпрос) е числова стойност, която може да се интерпретира като коефициент на корелация между тази променлива и съответния фактор (Калинов, 2010). Тя определя степента на „принадлежност“ на променливата към този фактор или, казано с други думи, отразява влиянието, което съответният фактор оказва върху нея. В общия случай, всяка променлива корелира повече или по-малко с всеки фактор. При интерпретацията на даден фактор се вземат предвид най-вече онези променливи, които имат най-високо факторно тегло по съответния фактор и се пренебрегват онези, които имат ниско факторно тегло.

Проучването на латентните структури при двете групи участници е затруднено поради една очевидна причина – различния брой „ефективни“

фактори не само при различните групи изследвани лица (от 7 до 11 при преподавателите и от 4 до 9 при студентите) но и при различните ЕДМ. По тази причина бе прието компромисно решение – за всяка от двете групи от изследвани лица да бъде тествана такава конфигурация, чийто брой фактори обобщава броя им при отделните ЕДМ за съответната група. Ето защо при групата на преподавателите бе тествано 9-факторно решение, а при студентите – 7-факторно решение.

Факторните структури за всяка от групите бяха извлечени чрез прилагане на същия метод (анализ на главни фактори) върху данните за всички ЕДМ, а факторните тегла на променливите бяха определени след ротация на факторите по метода *varimax normalized*. В следващите две таблици са представени някои статистиките на завъртените факторни структури за преподаватели и студенти. Пълна информация за резултатите от факторните анализи при двете групи е поместена в таблиците в Приложения 3 и 4.

Табл. 3. Факторна структура по данни от преподавателите за 9-факторно решение

Фактори	Ф 1	Ф 2	Ф 3	Ф 4	Ф 5	Ф 6	Ф 7	Ф 8	Ф 9
обяснена дисперсия	2.927	3.754	5.209	5.126	6.464	2.519	3.057	2.335	2.194
процент от общата дисперсия	0.055	0.071	0.098	0.097	0.122	0.048	0.058	0.044	0.041

Табл. 4. Факторна структура по данни от студентите за 7-факторно решение

Фактори	Ф 1	Ф 2	Ф 3	Ф 4	Ф 5	Ф 6	Ф 7
обяснена дисперсия	4.907	6.405	5.323	3.476	5.157	3.712	2.573
процент от общата дисперсия	0.093	0.121	0.100	0.066	0.097	0.070	0.049

Картината на факторните тегла на променливите е твърде пъстра. Някои от тях имат високи тегла по даден фактор (и съответно ниски по останалите) и могат да бъдат отнесени еднозначно към този фактор. Пример за това е въпр. 14. *Асинхронна социална навигация*, който при преподавателите има факторно тегло 0.886 по фактор 2 или въпр. 40. *Надграждане*, който при студентите има факторно тегло 0.899 по фактор 3. Други променливи имат почти еднакви стойности по два или повече фактора, което затруднява вземането на решение



за тяхната принадлежност. Пример за това е същият въпрос 40. *Надграждане*, който при преподавателите има факторно тегло 0.489 по фактор 3 и -0.476 по фактор 8. Разбира се, подобно разпределяне на корелационната маса на дадена променлива между различни фактори не е необичайно.

Необичайно и трудно поддаващо се на обяснение е по-скоро повсеместното раздробяване на скалите от оригиналния въпросник и разпръсването на въпросите от дадена скала в различни „нови“ фактори, което се наблюдава при финалните конфигурации както на преподавателите, така и на студентите. Като пример нека да разгледаме разпределението при преподавателите на 5-те въпроса от скала 6. *Добавена стойност* на оригиналния въпросник. Те са разпределени в 4 различни „нови“ фактори, при това с относително високи факторни тегла, както следва: въпр. 32. *Добавена стойност на изображенията* – във фактор 9 с тегло 0.724; въпр. 33. *Добавена стойност на звук* – във фактор 8 с тегло 0.650; въпр. 34. *Добавена стойност на анимация/видео* – във фактор 9 с тегло 0.719; въпр. 35. *Цялостна добавена стойност за ученето* – във фактор 5 с тегло 0.503 и въпр. 45. *Ефективност за ученето* – във фактор 4 с тегло 0.642.

При студентите същите въпроси могат да бъдат разпределени между 6 „нови“ фактори, с достатъчно високи факторни тегла: въпр. 32. – във фактор 2 с тегло 0.835; въпр. 33. – във фактор 7 с тегло 0.506; въпр. 34. – във фактор 2 с тегло 0.875; въпр. 35. може да бъде отнесен към 4 различни фактора, с приблизително еднакви факторни тегла – към фактори с номера 1 (0.305), 3 (0.349), 4 (0.348) и 5 (0.377); и въпр. 45. – във фактор 5 с тегло 0.616.

Задачата за конституирането на „новите“ фактори се усложнява не само от разкъсването на въпросите от скалите на оригиналния въпросник, но и от смесването на индикатори от различни скали на оригиналния въпросник в отделните „нови“ фактори. Така например в конфигурацията на преподавателите, във фактор 5, който обяснява най-голям процент от дисперсията (6.464), с най-високи факторни тегла съжителстват въпроси с номера 49. *Смислено кодиране* (с тегло 0.799), който формално и смислово принадлежи към скала 1. *Контрол от обучавания* от оригиналния въпросник, и въпрос 26. *Възприемане за полезност* (с тегло 0.755), който е част от скала 5. *Приложимост*.

Такива клъстъри от смислово различни въпроси се наблюдават повсеместно, при почти всички фактори от конфигурациите на преподавателите и студентите. Всичко това прави смисловото идентифициране на новите факторни структури несигурно и дори спекулативно. Поради това по-нататъшният анализ на резултатите от оценката на педагогическата ползваемост на ЕДМ ще бъде основан на скаловата структура на оригиналния въпросник на П. Нокелайнен и екип.

## 2. Анализ на надеждността на оценките между оценителите

2.1. Надеждност на оценките по отделните субскали и за въпросника като цяло

Като мярка за оценка на консистентността на оценките на педагогическата ползваемост на ЕДМ между оценителите, както бе отбелязано по-горе, е използван коефициентът  $\alpha$  на Кронбах. За да бъдат създадени условия за съпоставяне на оценъчната дейност на двете групи изследвани лица, тази мярка бе приложена поотделно (1) към данните от преподавателите и от студентите; (2) към всяка субскала на въпросника, както и към общия бал; (3) към всеки ЕДМ. Поради това зависимите променливи при този анализ са оценките на всички изследвани лица от съответната група по отделните индикатори от въпросника PMLQ.

В следващата таблица са представени резултатите от направените анализи, в които са обхванати данните за 4-те ЕДМ. По своеобразен начин те обобщават данните от отделните ЕДМ и в този смисъл могат да послужат за илюстрация на постигнатите равнища на съгласуваност на оценките. По-подробни резултати със същата структура, но за отделните ЕДМ, са дадени в Приложение №. 5.

Табл. 5. Надеждност на оценките по отделните субскали и за въпросника като цяло за ЕДМ 1- 4

скали	преподаватели				студенти		
	k	$\alpha$	ср. кор.	понижаване на $\alpha$	$\alpha$	ср. кор.	понижаване на $\alpha$
1.Контрол от обучавания	6	0.505	0.176	47	0.066	0.064	2, 40, 47
2. Дейност на обучавания	8	0.638	0.184	4, 5	0.098	0.011	4, 6, 8, 10
3. Учене в сътрудничество	6	0.810	0.477	-	0.747	0.383	13, 13
4. Целева ориентация	5	0.498	0.168	24	0.670	0.274	24
5. Приложимост	13	0.832	0.321	28-R	0.680	0.162	28-R
6. Добавена стойност	5	0.761	0.422	35	0.601	0.220	45
7. Мотивация	4	0.814	0.555	7	0.523	0.236	7, 37
8. Оценка на предишни знания	3	0.548	0.286	40	0.136	0.070	41
9. Гъвкавост	4	0.368	0.130	43-R, 44	0.110	0.009	43-R, 44
10. Обратна връзка	4	0.760	0.487	50	0.416	0.144	51
Общ бал	53	0.920	0.200	-	0.823	0.093	28-R, 43-R

Както може да се види от данните в таблицата, броят на индикаторите (колона k) в отделните субскали е различен. Той рефлектира пряко върху равнищата на  $\alpha$ , но по-важното е това, че той е еднакъв за двете групи изследвани лица, което прави резултатите от тяхната оценъчна дейност съпоставими.

Като цяло, коефициентът  $\alpha$  се характеризира с голяма вариативност. При преподавателите неговите стойности варират от 0.368 (субскала 9 - гъвкавост) до 0.832 (субскала 5 - приложимост), а при общия бал стойността му достига 0.920. При студентите изменението е с още по-голям размах – в границите от 0.066 (субскала 1 - контрол от обучавания) до 0.747 (субскала 3 – учене в сътрудничество), като при общия бал коефициентът възлиза на 0.823.

Обикновено коефициентът  $\alpha$  варира в интервала  $0.00 \leq \alpha \leq 1.00$ , но в действителност няма долна граница – той може да приема стойности в интервала  $-\infty; + 1.00$ , като, разбира се, имат смисъл само тези с положителен знак. Колкото по-близка е стойността на  $\alpha$  до горната граница на изменение, толкова по-висока е вътрешната консистентност на въпросите. Макар и да

няма общоприето практическо правило, повечето изследователи препоръчват като долна граница на надеждността на резултатите да се приемат стойности на  $\alpha$  от 0.70 (Nunnally, 1978). Д. Джордж и П. Малъри предлагат едно по-прецизно, но също така условно степенуване на надеждността (George & Mallery, 2003).

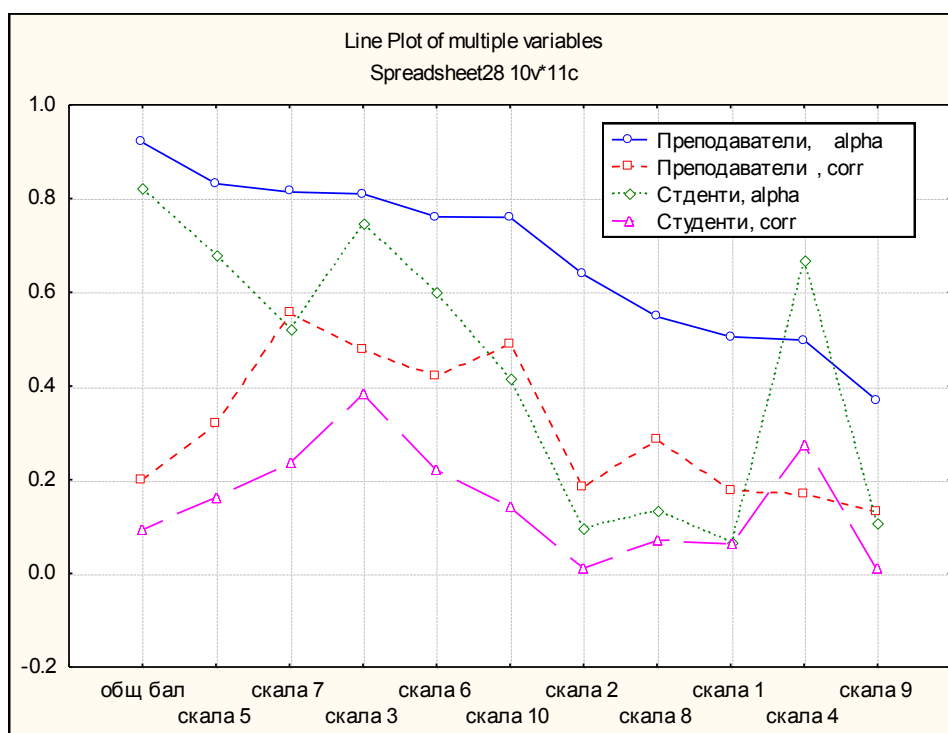
$\alpha \geq 0.90$	– отлична
$0.90 > \alpha \geq 0.80$	– добра
$0.80 > \alpha \geq 0.70$	– приемлива
$0.70 > \alpha \geq 0.60$	– под въпрос
$0.60 > \alpha \geq 0.50$	– слаба
$0.50 > \alpha$	– неприемлива

Ако приложим тази скала към резултатите на двете групи, можем да установим, че при преподавателите 5 (от 10) скали са с приемливи стойности на  $\alpha$ , а при студентите – само една. Действително, данните от горната таблица сочат, че консистентността на оценките на преподавателите е системно по-висока от тази на студентите. Особено смущаващи са ниските равнища на консистентност при студентите за първите две скали на въпросника, които са практически нулеви. Интерпретацията на коефициента  $\alpha$  на Кронбах в това изследване е сходна с тази при „класическите” му приложения. Тък като в конкретните данни позицията на изпитаните лица се заема от оценителите, неговите стойности показват степента на съгласуваност между оценките на съответната група оценители по една или друга субскала (или по общия бал) от въпросника за педагогическа ползваемост PMLQ.

Тък като при изчисляването на коефициента  $\alpha$  участва и броят на въпросите в субскалата ( $k$ ), при това с усилващ ефект, не е изненадващо, че при субскалите с по-голям брой въпроси се наблюдават и по-високи нива на консистентност. Поради това е полезно да се разгледат и средните коефициенти на корелация между въпросите (колона „ср. кор.”). При преподавателите стойностите на корелационния коефициент варират от слаба (0.130, индикатор 9 - гъвкавост) до умерено висока (0.555, индикатор 7 мотивация). В групата на студентите средната корелация между въпросите е от

0.009 (индикатор 9 - гъвкавост) до 0.383 (индикатор 3 – учене в сътрудничество). Следващата графика илюстрира съотношенията между вътрешната консистентност и средната корелация между двете групи участници по отделните компоненти на въпросника. За по-голяма прегледност данните са представени съобразно подредените в низходящ ред стойности на коефициента на Кронбах за групата на преподавателите.

Фиг. 5. Вътрешна съгласуваност и средна корелация между оценките на преподаватели и студенти



И по двата показателя за съгласуваност резултатите на студентите са по-ниски от тези на преподавателите, с изключение на скала 4 – целева ориентация, при която както стойността на  $\alpha$ , така и на средния корелационен коефициент при студентите е по-висока, отколкото при преподавателите.

В последната колона на горната таблица са представени индикаторите, по които оценките на изследваните лица от съответната група не се съгласуват с оценките им по останалите индикатори от съответната субскала. Поради по-ниската им, а понякога и негативна корелация с останалите, тези индикатори имат съществен негативен принос за равнището на  $\alpha$  на Кронбах. Това са въпроси, които в смислово отношение се различават, понякога съществено, от

останалите въпроси, които конституират съответната субскала. Поради това оценителите възприемат такива въпроси като не принадлежащи към субскалата, към която формално са включени. Ето защо отстраняването на такива въпроси от съответната субскала води до повишаване, в една или друга степен, на нейната вътрешна консистентност. Прави впечатление, че при студентите броят на въпросите, които не хармонизират с останалите от съответната скала, като цяло е по-голям от този при преподавателите. От друга страна, при по-голяма част от субскалите тези „странични“, нетипични за съответната субскала въпроси са едни и същи и при двете групи изследвани лица.

При преподавателите стойностите на корелационния коефициент за ЕДМ 1 (Приложение № 5, Таблица 1.) варират от 0.175, индикатор 2 – дейност на обучавания до 0.593, индикатор 10 – обратна връзка. В групата на студентите средната корелация между въпросите е от 0.015 (индикатор 2 – дейност на обучавания) до 0.416 (индикатор 6 – добавена стойност).

При преподавателите стойностите на корелационния коефициент за ЕДМ 2 (Приложение № 5, Таблица 2.) варират от 0.097, индикатор 9 – гъвкавост до 0.693, индикатор 3 – учене в сътрудничество. В групата на студентите средната корелация между въпросите е от 0.112 (индикатор 2 – дейност на обучавания) до 0.685 (индикатор 3 – учене в сътрудничество). Интересно е наблюдението, че за този ЕДМ, преподаватели и студенти имат най-високи стойности по един и същ индикатор, 3 – учене в сътрудничество.

При преподавателите стойностите на корелационния коефициент за ЕДМ 3 (Приложение № 5, Таблица 3.) варират от 0.138, индикатор 2 – дейност на обучавания до 0.753, индикатор 7 – мотивация. В групата на студентите средната корелация между въпросите е от 0.032 (индикатор 9 – гъвкавост) до 0.522 (индикатор 7 – мотивация). И тук, както при ЕДМ2 се наблюдават най-високи стойности по един и същ индикатор, 7 – мотивация едновременно и в групата на преподавателите и на студентите.

При преподавателите стойностите на корелационния коефициент за ЕДМ 4 (Приложение № 5, Таблица 4.) варират от 0.052, индикатор 1 – контрол от обучавания до 0.620, индикатор 7 – мотивация. В групата на студентите средната корелация между въпросите е от 0.013 (индикатор 9 – гъвкавост) до 0.667 (индикатор 3 – учене в сътрудничество).

## 2.2. Съгласуваност на оценките между преподаватели и студенти

Докато предходният анализ бе посветен на изследване на надеждността на оценките за педагогическата ползваемост на ЕДМ в рамките на всяка отделна група от участници, би било интересно да се направи пряка съпоставка на резултатите от оценяването между представителите на двете групи. Както беше отбелязано в т. 3.4., участниците в тях не са с равен брой – студентите надвишават преподавателите в съотношение 20:80. За да бъде възможно съпоставянето на изследваните лица от двете групи, от групата на студентите по случаен начин бяха избрани 20 студенти така, че на всеки преподавател, направил оценка на даден ЕДМ, да съответства точно един студент, оценил педагогическата ползваемост на същия ЕДМ.

Като мярка за съгласуваността на оценките на изследваните лица от двете групи бе използван коефициентът на съгласие на Кендал  $W$  (*Kendall's coefficient of concordance*). Тази статистика е непараметричен коефициент на рангова корелация, сходен на коефициента на корелация на Спиърман  $\rho$ , който оценява степента на съгласуваност между обектите по отношение на техните рангове (относителни позиции).

Като допълнителна мярка на съгласуваността между двете серии от оценки на педагогическата ползваемост бе приложен дисперсионен анализ на Фрийдман (*Friedman's ANOVA*), който е непараметричен еквивалент на еднофакторен дисперсионен анализ с повторни измервания. Като зависимы променливи са използвани субскаловите композитни балове на лицата от двете групи, т.е. съпоставени са оценките на преподавателите по субскала 1 с оценките на студентите по същата скала, оценките на преподавателите по субскала 2 с оценките на студентите по същата скала и т. н.

Допусканията при дисперсионния анализ на Фрийдман са, че променливите са измерени поне в рангова скала и че стойностите в отделните променливи са извлечени от една и съща популация или от популации с еднакви медиани. В конкретния случай това допускане означава, че преподавателните и студентите, участващи в изследването, са представители на една и съща популация оценители, които оценяват педагогическата ползваемост на ЕДМ по един и същи начин.

На следващата таблица са представени резултатите от направените анализи.

Табл. 6. Съгласуваност на оценките между преподаватели и студенти

номер на скала	коэффициент на съгласие на Кендал (W)	Фрийдман $\chi^2$	Фрийдман p
1. Контрол от обучавания	0.054	4.378	*0.036
2. Дейност на обучавания	0.152	12.162	*0.000
3. Учене в сътрудничество	0.032	2.578	0.108
4. Целева ориентация	0.094	7.578	*0.005
5. Приложимост	0.107	8.561	*0.003
6. Добавена стойност	0.097	7.783	*0.005
7. Мотивация	0.160	12.813	*0.000
8. Оценка на предишни знания	0.120	9.657	*0.001
9. Гъвкавост	0.084	6.722	*0.009
10. Обратна връзка	0.148	11.845	*0.000
<b>общ бал</b>	<b>0.180</b>	<b>14.45</b>	<b>*0.000</b>

Съгласно данните от горната таблица, стойностите на коефициента на Кендал W варират в сравнително тесните граници от 0.032 (субскала 3 – учене в сътрудничество) до 0.160 (субскала 7 - мотивация) и 0.180 за общия бал.

Теоретично, стойностите на тази статистика могат да се изменят от 0.00 до 1.00. Стойностите, близки до 0.00, сочат липса на съгласие между оценителите, докато тези, близки до 1.00, се интерпретират като наличие на пълно съгласие между тях. При тези условия може да се отбележи, че получените резултати свидетелстват за липса на съгласие между преподавателите и студентите по отношение на педагогическата ползваемост на ЕДМ.

Допълнителна светлина върху тази проблематика хвърлят резултатите от дисперсионния анализ на Фрийдман. Както се вижда, наблюдава се значима разлика между ползваемостта на ЕДМ, изразена чрез отделните субскали (както и чрез общия бал) съобразно оценките, дадени от преподавателите и студентите. При всички (суб)скали (с изключение на субскала 3 - учене в сътрудничество), разликата между медианните стойности на оценките е статистически значима при  $\alpha = 0.05$ . Това означава не само липса на съгласуваност между оценките на представителите на двете групи изследвани



лица, но и на съгласие по отношение на степента на педагогическа ползваемост на ЕДМ, изразена чрез съответните (суб)скали.

### 3. Групови различия в оценките на педагогическата ползваемост на ЕДМ

За изследване на между- и вътрешногруповите различия бяха проведени няколко последователни дисперсионни анализа с различни конфигурации от независими и зависими променливи.

Първият от тази серия анализи е предназначен за съпоставяне на резултатите от оценъчната дейност на двете основни групи оценители – преподаватели и студенти. Като втора независима променлива с 4 равнища е добавен видът на ЕДМ. Зависими променливи (вътрешногрупов фактор) са композитните оценки на изследваните лица по отделните скали на въпросника за оценка на педагогическата ползваемост PMLQ. По този начин се очертава комплексния дизайн на изследването (*between-within design*), което включва два междугрупови и един вътрешногрупов фактор (*Repeated measures MANOVA*). Резултатите от направения дисперсионен анализ са представени в следващата таблица.

Табл. 7. Резултати от дисперсионния анализ с повторни измервания при преподаватели и студенти

ефект	SS	степени на свобода	MS	F	p	коэф. на корел. ( $\eta^2$ )	мощност ( $\alpha=0.05$ )
Intercept	916875.1	1	916875.1	15422.90	0.000	0.976	1.000
оценител	3227.0	1	3227.0	54.28	0.000	0.124	1.000
ЕДМ	437.1	3	145.7	2.45	0.063	0.019	0.608
оценител*ЕДМ	388.3	3	129.4	2.18	0.090	0.017	0.552
грешка	22887.8	385	59.4				
скала	267523.3	9	29724.8	2543.07	0.000	0.869	1.000
скала*оценител	738.1	9	82.0	7.02	0.000	0.018	1.000
скала*ЕДМ	1025.2	27	38.0	3.25	0.000	0.025	1.000
скала*оценител*ЕДМ	844.4	27	31.3	2.68	0.000	0.020	1.000
грешка	40500.8	3465	11.7				

Горната таблица съдържа редица резултативни данни, сред които важни са стойността на тестовата статистика, чрез която се проверява съответната нулева хипотеза (при този тип анализ това е F-критерият на Фишер, колона „F”), както и нейната статистическа значимост (*p-level*, колона “p”). В допълнение са приложени и други две важни статистики. Първата от тях бележи големината (размера) на статистическия ефект (*effect size*, колона “Коефициент на корелация  $\eta^2$ ”). Размерът на ефекта е мярка за силата на взаимовръзката между две (или повече) променливи. При дисперсионния анализ тази големина се оценява чрез коефициента на частична корелация  $\eta^2$ , който показва каква част от дисперсията на зависимите променливи се дължи (може да бъде обяснена) с влиянието на независимите фактори или техните взаимодействия. С други думи,  $\eta^2$  е начин да се квантифицира големината на разликата между две или повече групи от наблюдения. Коефициентът варира от 0.00 до 1.00, като по-висока стойност означава по-силен ефект. Мощността на критерия ( $1 - \beta$ ) е мярка за вероятността да се отхвърли нулевата хипотеза, когато тя не е вярна. Тъй като това е правилно изследователско решение, по-високите стойности на тази статистика са по-благоприятни при вземането на това решение.

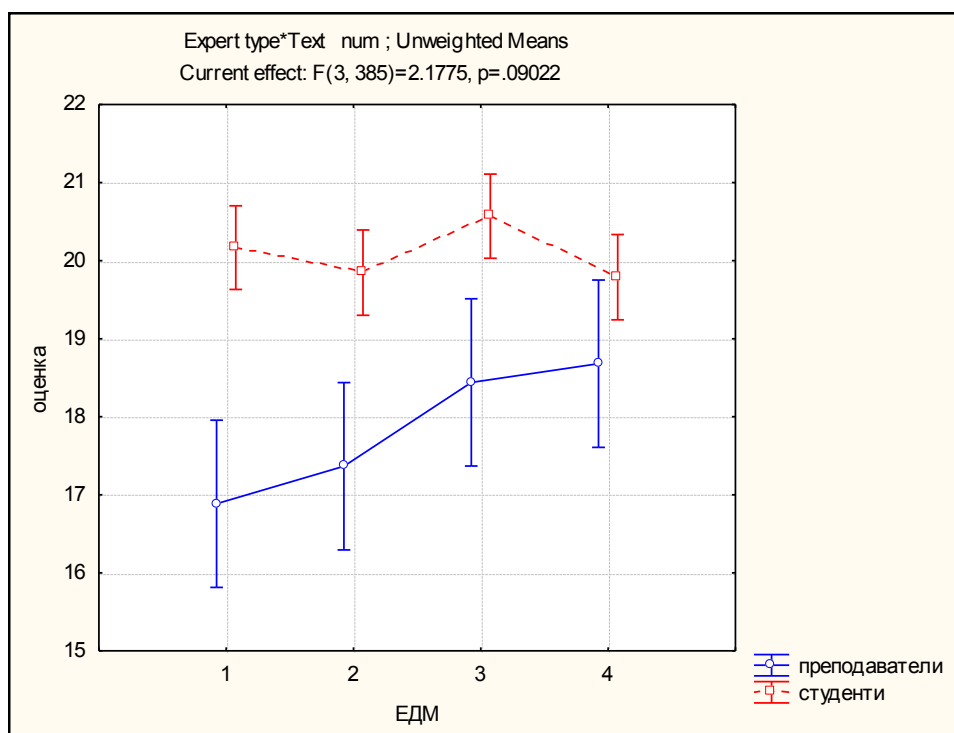
Таблицата съдържа редица интересни свидетелства за наличието на статистически значими зависимости между променливите, включени в анализа. Най-напред ще разгледаме резултатите от общото сравнение между групите на преподавателите и студентите (ред „оценител”), в което са обхванати всички ЕДМ и всички скали на въпросника. Разликата между средните оценки на двете групи участници е статистически значима при  $p = 0.000$ . Интересно е, че преподавателите са склонни за оценяват ползваемостта на ЕДМ системно по-ниско, отколкото студентите - средната оценка на изследваните лица от групата на преподавателите е 17.842, а на изследваните лица от групата на студентите е 20.096. Разликата между двете средни, оценена чрез размера на ефекта, е по-скоро малка ( $\eta^2 = 0.124$ ) при максимална мощност на критерия ( $1 - \beta = 1.000$ ).

Като самостоятелен фактор видът на ЕДМ не оказва влияние върху оценките, т.е. отделните ЕДМ не се различават съществено по оценките, поставени от всички изследвани лица ( $p = 0.063$ ). И тъй като статистическата

значимост на този ефект е малко над критичната стойност от 0.05, следва да обърнем внимание на това, че като цяло изследваните лица са оценили малко по-високо ЕДМ 3 и ЕДМ 4 (със средни стойности съответно 19.504 и 19.234) докато средните оценки на ЕДМ 1 и ЕДМ 2 са съответно 18.526 и 18.605.

Интересно е да се проследи взаимодействието между двата междугрупови фактора (ред „оценител\*ЕДМ“). Като цяло ефектът от тяхната комбинация не е статистически значим ( $p = 0.090$ ), но следващата графика разкрива някои важни детайли.

Фиг. 6. Взаимодействие между оценители и ЕДМ

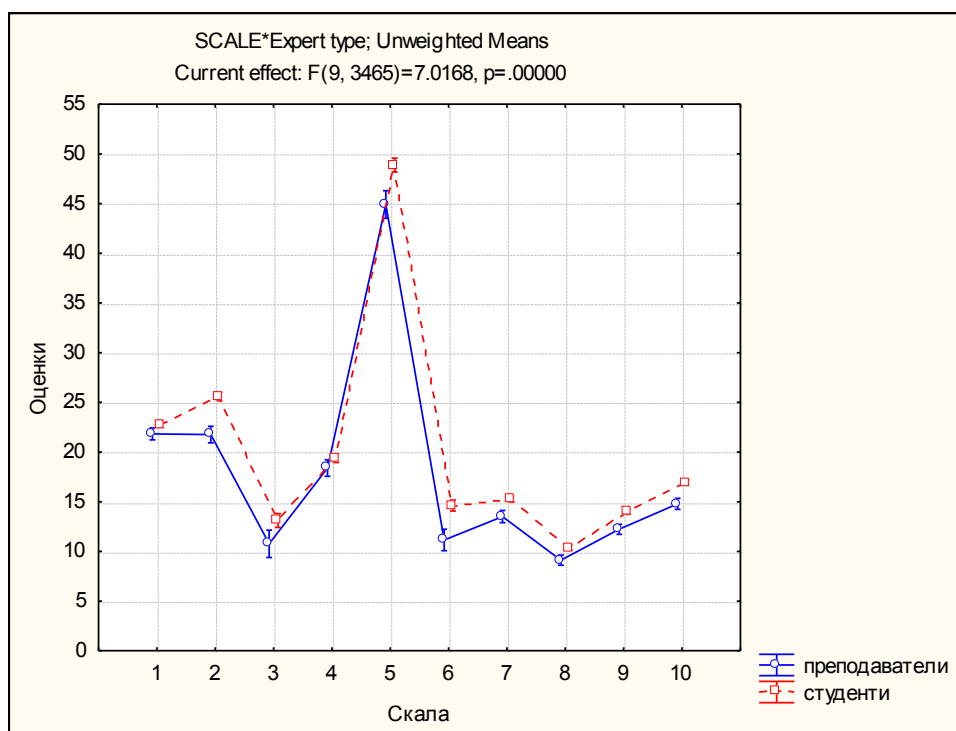


На горната графика са представени профилите на двете групи оценители с техните средни оценки на четирите ЕДМ (по всички субскали на въпросника). Характерното при комбинирането на двата фактора е това, че средните оценки на преподавателите и студентите се различават значимо по три от четирите ЕДМ. Единствено по отношение на ЕДМ 4 разликата между техните оценки е статистически незначима. Направеният post-hoc тест HSD на Тюки показва ниво на статистическа значимост на ефекта за четвъртия ЕДМ  $p = 0.612$ . Ясно се откроява и обстоятелството, че студентите поставят системно по-високи оценки на педагогическата ползваемост на ЕДМ от своите преподаватели.

Втората част на таблицата включва статистики, отразяващи влиянието на вътрешногруповия фактор „скала” и неговите комбинации с двата междугрупови фактори. Трябва да се отбележи, че както самостоятелно, така и в съчетание с другите фактори, този фактор неизменно демонстрира значими статистически ефекти.

Не е изненадващо, че самостоятелното въздействие на фактора „скала” е не само статистически значимо ( $p = 0.000$ ), но и с голям размер на ефекта ( $\eta^2 = 0.869$ ) и с достатъчно висока мощност на критерия ( $1-\beta = 1.000$ ). Този ефект най-вероятно се дължи на неравния брой на въпросите в отделните субскали, което води до неравния им максимален, съответно наблюдаван бал. В този смисъл е очаквано например средните оценки по субскала 5 – *Приложимост* да бъдат по-високи от тези по останалите субскали, тъй като това е субскалата с най-голям брой въпроси. Поради това ще фокусираме вниманието си върху три други особености на получените резултати, които се открояват на следващата графика.

Фиг. 7. Взаимодействие между оценители и скали на PMLQ

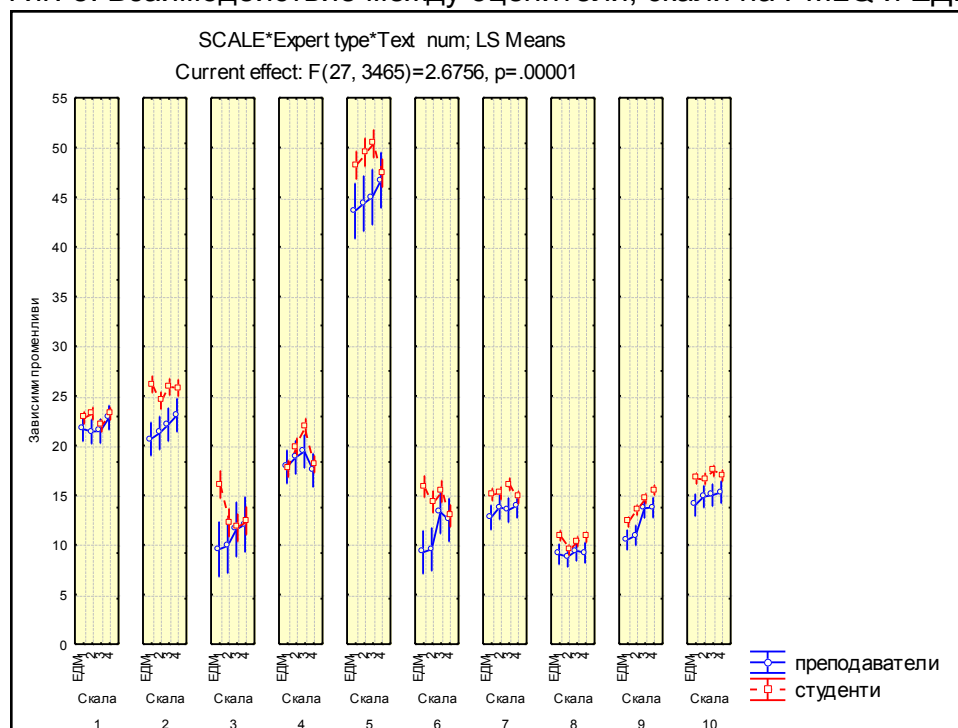


На горната графика са представени профилите на двете основни групи изследвани лица – преподаватели и студенти, съобразно средните им оценки

по отделните субскали, които обхващат четирите ЕДМ. Първата особеност е ясно изразеният паралелизъм между двата профила, който е свидетелство, че двете групи от изследвани лица оценяват по твърде сходен начин педагогическата ползваемост на ЕДМ в съответствие с отделните субскали. Графиката потвърждава установената вече тенденция за по-високи оценки на студентите в сравнение с преподавателите. Впрочем, статистически зависими разлики между двете групи оценители се наблюдават само по някои от показателите. Направените post-hoc тестове HSD на Тюки показват значими статистически разлики при 5 от субскалите - субскала 2 – дейност на обучавания ( $p = 0.000$ ), субскала 3 – учене в сътрудничество ( $p = 0.000$ ), субскала 5 – приложимост ( $p = 0.000$ ), субскала 6 – доавена стойност ( $p = 0.000$ ) и субскала 10 – обратна връзка ( $p = 0.004$ ). При останалите 5 субскали наблюдаваните разлики не са съществени. Независимо от това на графиката може да се забележи слабото разсейване на оценките по отделните показатели както вътре в групата на преподавателите, така и в тази на студентите.

Следващата графика добавя още един щрих към анализа, представяйки пълна картина на взаимодействието между факторите „оценител”, „скала” и „ЕДМ”.

Фиг. 8. Взаимодействие между оценители, скали на PMLQ и ЕДМ



Новият компонент е добавянето на ефекта от ЕДМ, чрез който още по-ясно се визуализира разликата между преподаватели и студенти на ниво учебен материал, но и нееднакъв принос на отделните учебни материали при формирането на тези различия. Така например наблюдаваната статистическа разлика в оценките по субскала 2 - *дейност на обучавания* се дължи на разликата в оценките на ЕДМ 1 ( $p = 0.00$ ), но не и на останалите 3 материала (с нива на статистическа значимост съответно 0.674, 0.234 и 0.970). Подобни са обстоятелствата и при другите субскали (с поредни номера 3 – *учене всътрудничество*, 5 - *приложимост*, 6 – *добавена стойност* и 10 – *обратна връзка*), при които бе наблюдавана статистически значима разлика в оценките.

Следващият, не по-малко интересен въпрос е свързан с търсенето на междугрупови различия на по-ниско равнище. Както бе отбелязано в постановката на емпиричното изследване, електронните дидактически материали са предназначени за целите на обучението по английски език и са написани на този език. От друга страна, групата на преподавателите, участници в изследването, включва две контрастни субгрупи. Част от тях (представители на Австралия, Великобритания, Нова Зеландия и САЩ) са носители на английски език, друга част (предимно българи, но и представители на Холандия, Франция, Германия и Полша) са носители на други езици. Възниква въпросът дали между тези две субгрупи от преподаватели съществуват разлики в оценките им на педагогическата ползваемост на ЕДМ.

В търсене на отговор на този въпрос бе направен втори комплексен междугрупов-вътрешногрупов анализ с дизайн, сходен с този на предходния. Анализът е ограничен в рамките на преподавателската група, поради което като независима категориална променлива е включен факторът „носител на английски език” с две равнища. Като втора независима променлива с 4 равнища участва видът на ЕДМ. Зависими променливи (вътрешногрупов фактор) са композитните оценки на преподавателите по отделните скали на въпросника за оценка на педагогическата ползваемост PMLQ. Резултатите от направения дисперсионен анализ са представени в следващата таблица.

Табл. 8. Резултати от дисперсионния анализ с повторни измервания при преподавателите

ефект	SS	степени на свобода	MS	F	p	коэф. на корел. ( $\eta^2$ )	мощност ( $\alpha=0.05$ )
Intercept	236826.8	1	236826.8	2328.397	0.000	0.970	1.000
ЕДМ	416.2	3	138.7	1.364	0.261	0.054	0.348
носител на езика	1527.8	1	1527.8	15.020	0.000	0.173	0.969
ЕДМ*носител	19.9	3	6.6	0.065	0.978	0.003	0.061
грешка	7323.3	72	101.7				
скала	73177.2	9	8130.8	519.582	0.000	0.878	1.000
скала*ЕДМ	356.8	27	13.2	0.845	0.694	0.034	0.766
скала*носител	1413.0	9	157.0	10.033	0.000	0.122	1.000
скала*ЕДМ*носител	183.6	27	6.8	0.435	0.995	0.018	0.400
грешка	10140.4	648	15.6				

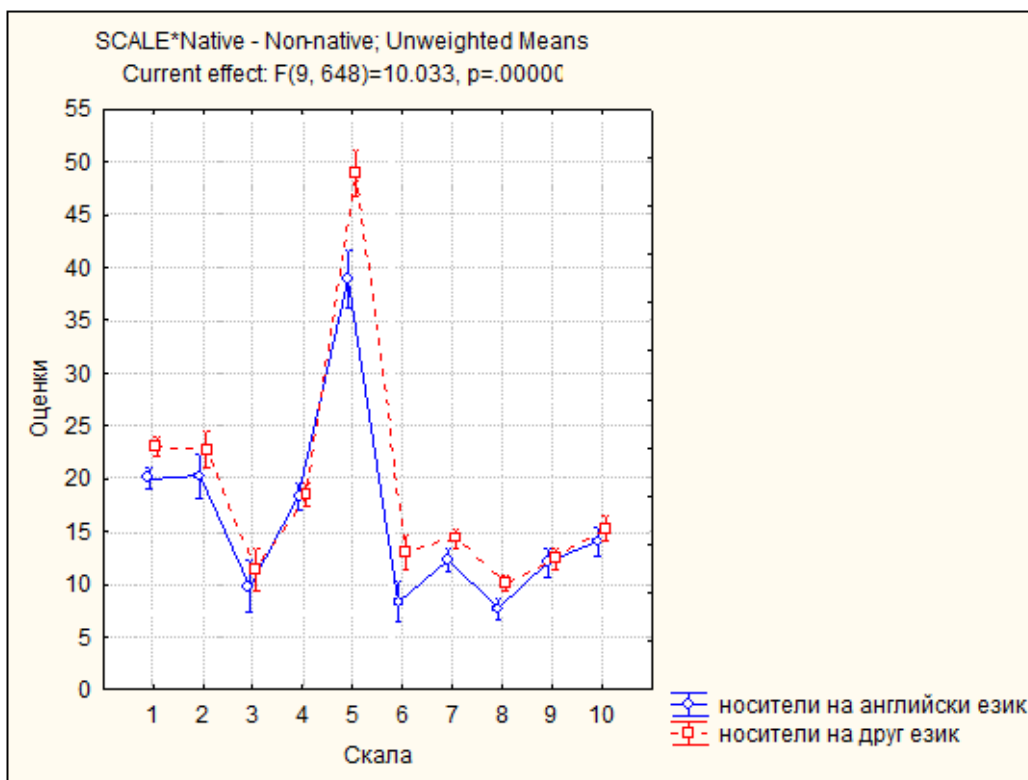
Подобно на резултатите от предходния анализ, и в горната таблица се очертават няколко значими влияния с големи размери на ефекта и статистическа мощност на критерия. Нека обаче най-напред да обърнем внимание на ролята на типа на ЕДМ върху оценките на преподавателите. Макар и със статистически незначима разлика ( $p = 0.261$ ), средните емпирични стойности на двете преподавателски субгрупи се различават системно, по четирите ЕДМ, в полза на преподавателите, които не са носители на английски език. Това обстоятелство напомня твърде силно на резултатите от предходния анализ, при който бе показано, че оценките на студентите за отделните ЕДМ надвишават системно оценките на преподавателите.

Данните от горната таблица дават основание да се прокарат и някои други паралели между резултатите от съпоставянето между преподаватели и студенти (в предходния анализ) и между двете субгрупи от преподаватели (в текущия). Така например при общото сравнение между преподавателите – носители и неносители на английски език (ред „носител на езика”), в което са обхванати всички ЕДМ и всички скали на въпросника, разликата между средните оценки на двете субгрупи е статистически значима при  $p = 0.000$ . Интересно е, че и в този случай преподавателите – неносители на английски език, са склонни да оценяват ползваемостта на ЕДМ по-високо, отколкото своите колеги – носители на английски език. Средната оценка на изследваните лица от първата субгрупа е 18.971, а на изследваните лица от втората субгрупа

– 16.150. Разликата между двете средни, оценена чрез размера на ефекта, е по-скоро малка ( $\eta^2 = 0.173$ ) при максимална мощност на критерия ( $1-\beta = 0.969$ ).

Не по-малко интересна е съпоставката между двете преподавателски субгрупи въз основа на оценките им по отделните субскали, илюстрирана на следващата графика. Съгласно получените резултати, взаимодействието между двата фактора (ред „скала\*носител“) е статистически значимо, при относително слаб размер на ефекта ( $\eta^2 = 0.122$ ) и висока мощност на критерия ( $1-\beta = 1.000$ ).

Фиг. 9. Взаимодействие между преподаватели и скали на PMLQ



Дори и един бегъл поглед върху горната графика оставя впечатлението, че тя е твърде сходна с графиката от фиг. 7, но с тази разлика, че мястото на профила на студентите е „заето“ от този на преподавателите, за които английският език не е роден. И тук се наблюдава ясно изразено подобие в очертанията на двата профила, което е свидетелство, че двете преподавателски субгрупи оценяват по един и същи начин педагогическата ползваемост на ЕДМ в съответствие с отделните субскали. Графиката потвърждава наблюдаваната тенденция за по-високи оценки на преподавателите с роден език, различен от английския. Интересно е да се



види дали между преподавателските субгрупи ще се наблюдават съществени различия по същите субскали, както и при предходния анализ. Тук се натъкваме на определена разлика между двете изследвания. Направените post-hoc тестове HSD на Тюки показват значими статистически разлики при 2 от субскалите - субскала 5 ( $p = 0.000$ ) и субскала 6 ( $p = 0.005$ ). При останалите 8 субскали наблюдаваните разлики не са съществени. И при този анализ разсейването на оценките по отделните показатели в рамките на двете преподавателски групи е слабо, може би малко по-високо при носителите на английски език.

Ако в този анализ се включи и видът на ЕДМ, се наблюдава ситуация, подобна на тази от фиг. 8. Има тенденция оценките на преподавателите с роден език, различен от английския, да бъдат системно по-високи от тези на колегите им – носители на английски, и тази тенденция се наблюдава в рамките на всяка субскала, за всеки ЕДМ. Разбира се, както и при предходния анализ, сравнително малка част от наблюдаваните различия са статистически значими.

Студентите – участници в изследването, също принадлежат на две субпопулации. Това са възпитаници на два университета - НБУ и УНСС. Както беше отбелязано по-горе, студентите от двата университета се различават както по честота, така и по интензивност на електронното обучение – в НБУ електронното обучение е много по-силно застъпено отколкото в УНСС. Поради това би било интересно да се проследи дали между тези две субгрупи се наблюдават разлики в оценките за полезността на ЕДМ, каквито бяха установени при предходните анализи.

За изясняване на този аспект от по-общата проблематика за субективното оценяване на педагогическата ползваемост на учебни материали, бе направен дисперсионен анализ с дизайн, сходен с предходните два. Промяната е в първата независима променлива, която в тази част на анализа е принадлежността на студентите към единия или другия университет.

Резултатите от направения анализ, представени в следващата таблица, сочат, че двете студентски субгрупи се различават по своите оценки по всички променливи, включени в анализа. Нивото на статистическа значимост на проверяващата статистика при всички фактори е по-ниска от критичната

стойност  $\alpha = 0.05$ , което е свидетелство за наличието на съществени разлики между двете субгрупи, със слаба до умерено висока големина на ефекта и съответно с висока мощност на критерия.

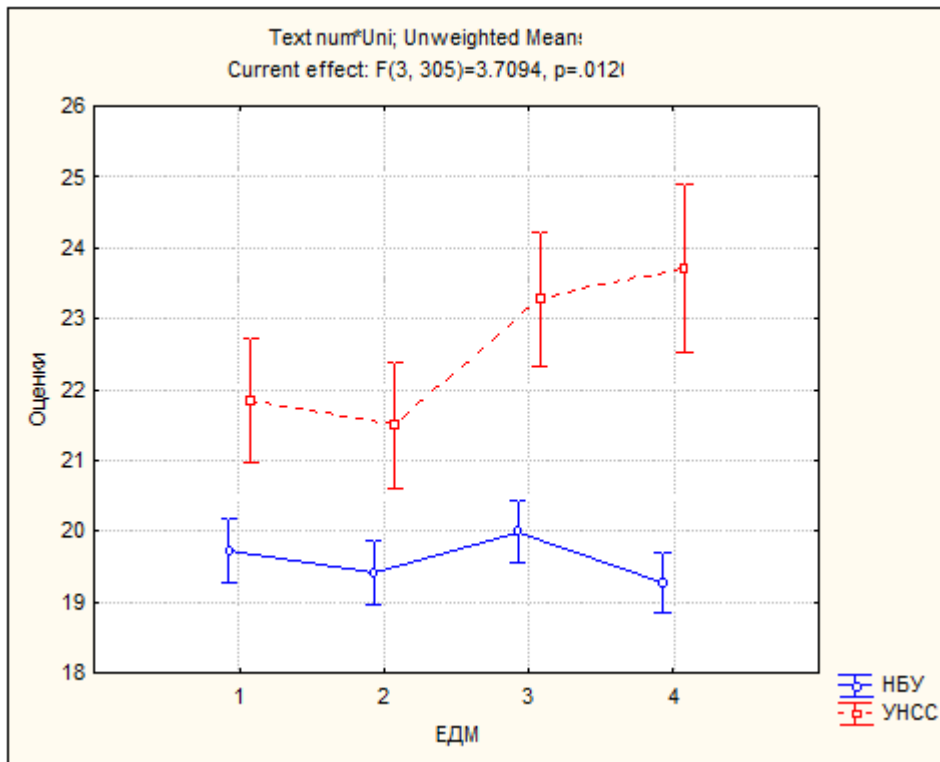
Табл. 9. Резултати от дисперсионния анализ с повторни измервания при студентите

ефект	SS	степени на свобода	MS	F	p	коэф. на корел. ( $\eta^2$ )	мощност ( $\alpha=0.05$ )
Intercept	777204.4	1	777204.4	23587.31	0.000	0.987234	1.000
ЕДМ	434.3	3	144.8	4.39	0.005	0.041424	0.871
университет	3891.2	1	3891.2	118.09	0.000	0.279120	1.000
ЕДМ*университет	366.7	3	122.2	3.71	0.012	0.035201	0.803
грешка	10049.8	305	33.0				
скала	214945.6	9	23882.8	2646.05	0.000	0.896647	1.000
скала*ЕДМ	1444.7	27	53.5	5.93	0.000	0.055099	1.000
скала*университет	2308.6	9	256.5	28.42	0.000	0.085237	1.000
скала*ЕДМ*унив-тет	1620.6	27	60.0	6.65	0.000	0.061394	1.000
грешка	24775.9	2745	9.0				

Като цяло студентите от двете субгрупи оценяват по-високо педагогическата ползваемост на ЕДМ 3 и 4 (със средни стойности съответно 20.780 и 20.454), докато средните оценки на ЕДМ 1 и 2 са съответно 21.629 и 21.490. Статистически значима разлика има обаче само между ЕДМ 3 и 4 с  $p = 0.036$ . Показателно за тенденциите, които ще бъдат наблюдавани, е това, че между средните оценки на студентите от двете субгрупи (определени въз основа на всеки ЕДМ по всички субскали на въпросника) има статистически значима разлика ( $p = 0.000$ ), като средната оценка на ЕДМ, поставена от студентите от НБУ, е 19.596, докато тази на студентите от УНСС е 22.580. С други думи, студентите от НБУ са по-критични, по-строги в изискванията за качествата на електронните дидактически материали.

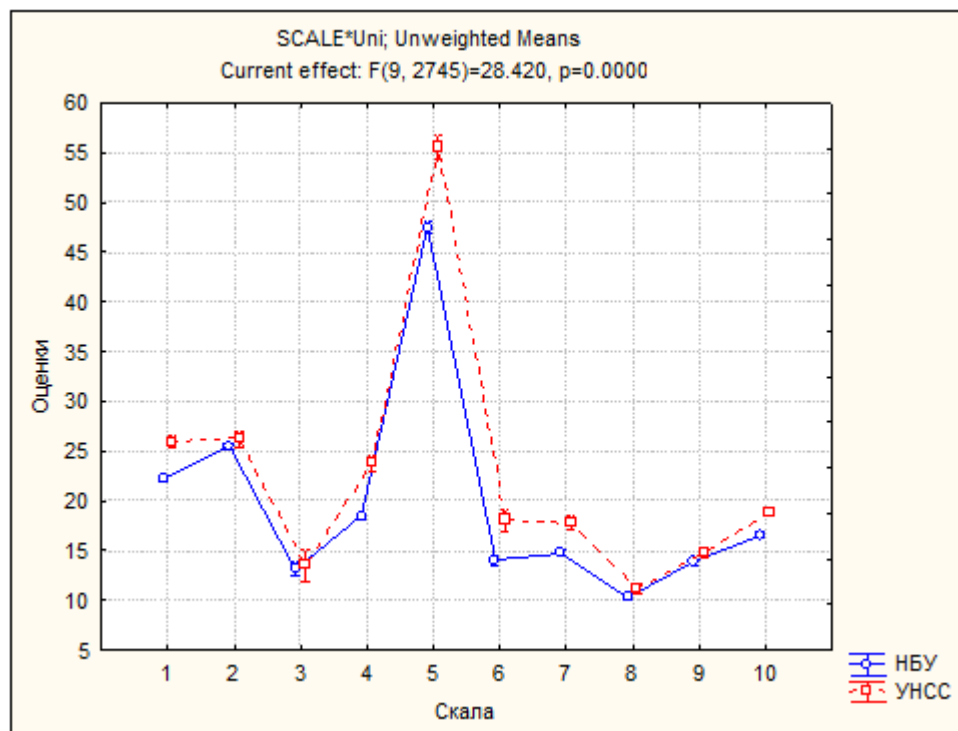
На следващата графика е представено комбинираното влияние на факторите ЕДМ и университет. Вижда се, че студентите от УНСС оценяват педагогическата ползваемост на ЕДМ системно по-високо от тези в НБУ, като разликите между двете субгрупи е статистически значима при всеки ЕДМ на ниво  $p = 0.000$ . Забелязва се, че по-голям принос за относително високите оценки на ЕДМ 3 и 4, особено на последния, имат студентите от УНСС, които при този дидактически материал са най-отдалечени от тези от НБУ.

Фиг. 10. Взаимодействие между студенти и ЕДМ



Следващата графика представя още едно значимо взаимодействие. Тя илюстрира как студентите от всяка субгрупа са оценили четирите ЕДМ по отделните скали на въпросника.

Фиг. 11. Взаимодействие между студенти и скали на PMLQ



Интересно е да се отбележи, че тази графика е удивително сходна с аналогичните графики от предходните две изследвания, при които бяха съпоставени оценките на преподавателите и студентите (фиг. 7) и двете субгрупи преподаватели, носители и неносители на английски език (фиг. 9).

Графиката показва, че студентите от УНСС поставят системно по-високи оценки на педагогическата ползваемост на ЕДМ по отделните показатели в сравнение с тези от НБУ. И тук трябва да отбележим обаче, че статистически значими разлики се наблюдават при скали с номера 1 – *контрол от обучавания*, 4 – *целева ориентация*, 5 – *приложимост*, 6 – *добавена стойност*, 7 – *мотивация* и 10 – *обратна връзка*, всички при ниво  $p = 0.000$ . В съгласие с демонстрираната на фиг. 9 значима разлика в оценките на отделните ЕДМ на двете студентски субгрупи, при включване в анализа и на междугруповия фактор „тип ЕДМ“ се наблюдават съществени разлики в оценките им не само по отделните скали, но и отделните електронни дидактически материали (за информация виж фиг. 8) По-голяма част от тези разлики са статистически значими на равнище  $\alpha = 0.05$ .

#### IV. Обсъждане

Основната цел на емпиричното изследване беше да се направи оценка на педагогическата ползваемост на електронни дидактически материали, използвани при обучението по английски език. Акцентът в изследването е разглеждането на този въпрос от две „частни“ гледни точки – тази на преподавателите, които използват различни ЕДМ (разработени от самите тях или готови) за постигане на образователните цели на обучението, така и на студентите, които са потребители на тези ЕДМ.

Тази обща цел беше разложена на няколко подцели – а) изследване на латентната структура, която лежи в основата на оценката на педагогическата ползваемост на ЕДМ, б) степента на съгласуваност между оценките на двете категории участници в образователния процес и в) групови различия в равнищата на оценките на педагогическата ползваемост на ЕДМ.

Резултатите от направените анализи показват, че при оценката на различни ЕДМ преподавателите и студентите активират латентни структури с различен брой дименсии (преподавателите 9, а студентите 7). Това от своя

страна води до извода, че студентите оценяват педагогическата ползваемост на ЕДМ по-холистично. Причината за това може да се дължи на ролята на всяка група изследвани лица в процеса на обучение. Можем да твърдим, че преподавателите са способни да виждат подробности в ЕДМ, които студентите на са в състояние да разграничат поради факта, че преподавателите са професионално подготвени, а за студентите не всички процеси в обучението и ученето са така ясни.

Другото наблюдавано явление е консистентността на оценките на преподавателите, която е системно по-ниска от тази на студентите. Това говори за постоянство и еднаквост на прилаганите латентни структури от страна на преподавателите, което е обяснимо от гледна точка на професията.

Липсата на съгласие между преподаватели и студенти по отношение на педагогическата ползваемост на ЕДМ, както и по степента на ползваемост на различните ЕДМ ни кара да търсим причини в различната интерпретация на въпросите. Пример за това може да са различната интерпретация на целите на обучението и на ученето. Докато преподавателите са заложили определени педагогически цели и ги интерпретират по съответния начин, студентите може частично да приемат или напълно да отхвърлят тези цели и да вложат свои цели за усвояването на това учебно съдържание. Това води до различен поглед на студентите, различни намерения и различно разбиране и интерпретация на педагогическата стойност на конкретния ЕДМ, а оттам и липсата на съгласие между оценките на преподаватели и студенти.

Резултатите от анализа на груповите различия показват интересни сходства при оценяването на педагогическата ползваемост на ЕДМ. Първото от тях е системно по-ниското оценяване от преподавателите в сравнение с това на студентите, а второто е по-ниското оценяване на преподавателите носители на езика в сравнение с преподавателите, за които английският език е чужд. Обяснение за това можем да търсим от една страна във възрастовите различия, и от друга страна във възприемането за полезността на мултимедийните технологии за целите на обучението. Студентите като представители на по-младото поколение са по-възприемчиви към новите технологии, а преподавателите може да са по-скептично настроени към ефективността и полезността на електронните материали, което би довело до по-ниски оценки на педагогическата стойност на ЕДМ. От друга страна,

носителите на езика са от държави, където електронното обучение е с по-дълга история и което може да ги е накарало да развият по-голяма критичност по отношение на електронните материали за обучение.

Подобна разлика се наблюдава и при двете подгрупи студенти, от НБУ и УНСС. Студентите от НБУ, които по-отдавна и много по-интензивно и по-често учат в електронна среда са развили по-голяма критичност и са по-строги в изискванията си за качествата и педагогическата стойност на електронно предоставено мултимедийно интерактивно учебно съдържание.

Тези два аспекта на възприемането на технологиите е необходимо да се изследват в бъдеще, тъй като може да доведат до влияние върху оценките на педагогическата ползваемост засягащо по-специално електронните дидактически материали.

Въпреки че и преподаватели и студенти оценяват по сходен начин педагогическата ползваемост на ЕДМ в съответствие с отделните измерения, съществените разлики, по-високите оценки на студентите в субдименсиите насочват вниманието ни към измеренията на педагогическата ползваемост, които изглежда са от по-голямо значение за обучаваните, а именно дейността на обучаваните, ученето в сътрудничество, приложимостта, добавената стойност и обратната връзка. Това са аспекти, които студентите оценяват високо, и на които преподавателите трябва да обърнат повече внимание при разработването на електронни дидактически материали. Това се проявява и в по-високите оценки на ЕДМ 3 и 4, където присъства повече мултимедия и повече свобода на избор от обучаваните с повече практическа приложимост. Макар и субективни, високите оценки на студентите по отношение на тези аспекти отразяват много ясно общото възприятие на обучаваните за процеса на обучение като цяло, а това са именно въпросите, с чиито отговори обучаваните възприемат обучението си: *как уча, с кого уча, къде и как това ми е полезно, с какво е по-ефективно обучението, и колко добре се справям.*

Настоящото изследване отговаря на няколко, но поставя и нови въпроси за педагогическата ползваемост на електронните дидактически материали. Нужно е да се изследва влиянието на технологиите в дългосрочен план върху критичността при изграждане на латентните структури за оценяване. Необходимо е да се изследват възприятията и предварителните нагласи към технологиите и до каква степен тези нагласи влияят върху оценяването на

педагогическата ползваемост. Интересно ще е да се изследват още културови влияния както и дали и до каква степен факторите възраст и пол имат значение за педагогическата ползваемост. Тези гледни точки останаха извън ползрението на настоящето изследване, но бъдещи проучвания биха хвърлили много нова светлина в тази нова сфера.

Въпреки ограниченията, настоящето изследване добавя стойност в проучването на педагогическата ползваемост и в електронното обучение като цяло посредством: 1) ползването на интердисциплинарен подход, който интегрира чуждоезиковото обучение и компютърните мултимедийни технологии и 2) систематично емпирично проучване, направено с помощта на реални обучавани в реална среда.

Двете гледни точки на основните участници в процеса на обучение, преподаватели и обучавани, по отношение на електронните материали са базисни за сферта на педагогическата ползваемост, а опитите да се доближат и двете групи възможно повече до горните граници на измеренията на педагогическата ползваемост заслужават по обстойно изследване в последващи проучвания.

## Цитирана литература

1. Abelson, R. P., Tukey, J. W. (1959). Efficient conversion of non-metric into metric information. *Proceedings of the Social Statistics Section of the American Statistical Association*. Washington, pp. 226-230.
2. Boyle, J., Fisher, S. (2007). Educational testing. A competence-based approach (Text for the British psychological society's Certificate of competence in educational testing (Level A). Oxford, The British Psychological Society and Blackwell Publishing Ltd.
3. Bresciani, M., Oakleaf, M., Kolkhorst, F., Nebeker, C., Barlow, J., Duncan, K. and Hickmott, J. (2009). Examining design and inter-rater reliability of a rubric measuring research quality across multiple disciplines. *Practical Assessment, Research & Evaluation*. Vol. 4, No. 12.
4. Buja, A., Eyuboglu, N. (1992). Remarks on parallel analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 27, pp. 509-540.
5. Chalmers, P. (2003). The role of cognitive theory in human -computer interface. *Computers in Human Behavior*, 19, 593-607.
6. Colton, D. A., Gao, X., Harris, D. J., Kolen, M. J., Martinovich-Barhite, D., Wang, T. and Welch, C. (1997). Reliability issues with performance assessments: A Collection of Papers. *ACT Research Report*, Series 97-3.
7. 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.
8. Crocker, L., Algina, J. (1986). *Introduction to classical and modern test theory*. New York: Holt, Rinehart, and Winston.
9. Cronbach, L. J. (1951) Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16 (3), 297-334.
10. de Ayala, R. J. (2009). *The theory and application of Item response theory*. NY: Guilford Publishing.



11. DeVellis, R. F. (2003). *Scale development: theory and applications*. Applied social research methods series, Vol. 26. Thousand Oaks, Ca.: Sage Publications, Inc., 2-nd ed.
12. Downing, S. M., Haladyna, T. M. (eds.) (2006). *Handbook of test development*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
13. Embretson, S. E., Reise, S. P. (2000). *Item response theory for psychologists*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
14. Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological methods*, 3, pp. 272-299.
15. Gaito, J. (1960). Scale classification and statistics. *Psychological Review*, 67, pp. 277-278.
16. Gardner, P. L. (1975). Scales and statistics. *Review of educational research*, Vol. 45, No. 1, pp. 43-57.
17. George, D., Mallery, P. (2003). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference*. 11.0 update (4th ed.). Boston: Allyn & Bacon
18. Glorfeld, L. W. (1995). An improvement on Horn's parallel analysis methodology for selecting the correct number of factors to retain. *Educational and psychological measurement*, 55, pp. 377-393.
19. Graham, M., Milanowski, A. and Miller, J. (2012). *Measuring and promoting inter-rater agreement of teacher and principal performance ratings*. Center for educator compensation reform, U.S. Department of Education.
20. Gribbons, B., Herman, J. (1997). True and quasi-experimental designs. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 5(14).
21. Guttman, L. (1945). A basis for analyzing test-retest reliability. *Psychometrika*, 10 (4), 255-282.
22. Hakstian, A. R., Muller, V. J. (1973). Some notes on the number of factors problem. *Multivariate behavioral research*, Vol. 8 (4), pp. 461-475
23. Hannafin, M., & Peck, K. (1988). *The Design, Development and Evaluation of Instructional Software*, New York: Macmillan.

24. Harman, H. H. (1976). *Modern factor analysis*. Chicago: The University of Chicago press.
25. Harman, H. H., Jones, W. H. (1966). Factor analysis by minimizing residuals (minres). *Psychometrika*, 31 (3), pp. 351-368.
26. Hayton, J. C., Allen, D. G., Scarpello, V. (2004). Factor retention decisions in Exploratory factor analysis: A tutorial on parallel analysis. *Organizational research methods*, 7:191, pp. 191-205.
27. Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, pp. 179-185.
28. Hurley, A. E., Scandura, T. A., Schriesheim, C. A., Brannick, M.T., Seers, A., Vandenberg, R. J. (1997). Exploratory and confirmatory factor analysis: Guidelines, issues, and alternatives. *Journal of organizational behavior*, 18, pp. 667-683.
29. Jonassen, D. H. (1995). Supporting Communities of Learners with Technology: a Vision for Integrating Technology with Learning in Schools. *Educational Technology*, 35 (4), 60-63.
30. Jonassen, D. H., Myers, J., and McKillop, A. (1996). From Constructivism to Constructionism: Learning with Hypermedia/Multimedia Rather Than from It. In Wilson, B. (Ed.), *Constructivist Learning Environments*, Englewood Cliffs, NJ, USA: Educational Technology Publishers, 93-106.
31. Jonassen, D. H., Peck, K., and Wilson, B. (1999). *Learning with Technology. A Constructivist Perspective*, Upper Saddle River, NJ, USA: Merrill.
32. Kabacoff, R. I. (2003). Determining the dimensionality of data: A SAS® macro for Parallel analysis. <http://www.mrg.com/articles/parallel.sas> посетен 27.03.2011
33. Keyton, J., King, T., Mabachi, N. M., Manning, J., Leonard, L. L., & Schill, D. (2004). *Content analysis procedure book*. Lawrence, KS: University of Kansas.
34. Kim, J., Mueller, C. (1981). *Factor analysis: Statistical methods and practical issues*. Beverly Hills, Ca.: Sage Publications, Inc.

35. Kline, T. J. (2005). *Psychological testing: a practical approach to design and evaluation*. Thousand Oaks, Ca.: Sage Publications, Inc.
36. Kubinger, K. (2003). On artificial results due to using factor analysis for dichotomous variables. *Psychology Science*, Vol. 45, (1), pp. 106-110.
37. Kuder, G. F., Richardson, M. W. (1937). The theory of the estimation of test reliability. *Psychometrika*, 2, pp. 151-160.
38. Kurhila, J., Miettinen, M., Nokelainen, P., & Tirri, H. (2002). Use of Social Navigation Features in Collaborative E-Learning. Paper presented at the E-Learn 2002 Conference, <http://cosco.hiit.fi/edutech/publications/elearn2002.pdf> посетен 14.06.2011
39. Ledesma, R. D., Valero-Mora, P. (2007). Determining the number of factors to retain in EFA: an easy-to-use computer program for carrying out Parallel analysis. *Practical assessment, research & evaluation*, 12, 2.
40. Lord, F. M. (1980). *Applications of Item response theory to practical testing problems*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
41. MacLennan, R. N. (1993). Interrater reliability with SPSS for Windows 5.0. *The American statistician*, 47(4), pp. 292-296.
42. Mayes, J., & Fowler, C. (1999). Learning technology and usability: a framework for understanding courseware. *Interacting with Computers*, 11, 485-497.
43. McDonald, R. P. (1985). *Factor analysis and related methods*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
44. Melis, E., Weber, M. & Andrès, E. (2003). Lessons for (Pedagogic) Usability of eLearning Systems. In A. Rossett (Ed.), *Proceedings of World Conference on E-Learning in Corporate, Government, Healthcare, and Higher Education 2003* (pp. 281-284). Chesapeake, VA: AACE. <http://www.editlib.org/p/14936> посетен 18.07.2011
45. Michell, J. (1999). *Measurement in psychology: critical history of methodological concept*. Cambridge: Cambridge university press.

46. Miller, G.A. (1956). The magical number seven, plus or minus two: Some limits on our capacity for processing information. *Psychological Review*, 63, 81-97.  
<http://www.musanim.com/miller1956/> посетен 15.07.2010
47. Nandakumar, R. (1993). Assessing essential unidimensionality of real data. *Applied Psychological Measurement*, Vol. 17, pp. 29-38.
48. Nielsen, J. (1990). Evaluating Hypertext Usability. In Jonassen, D. H. & Mandl, H. (Eds.), *Designing Hypermedia for Learning*, Berlin: Springer-Verlag, 147-168.
49. Nokelainen, P. (2006) Conceptual Definition of the Technical and Pedagogical Usability Criteria for Digital Learning Material.
50. Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory*. New York: McGraw-Hill.
51. O'Connor, B. P. (2000). SPSS and SAS programs for determining the number of components using parallel analysis and Velicer's MAP test. *Behavior research methods, instruments, & computers*, 32, pp. 396-402.
52. Reeves, T. C. (1994). Evaluating what really matters in computer-based education. In Wild, M. & Kirkpatrick, D. (Eds.) *Computer education: New Perspectives*, Perth, Australia: MASTEC, 219-246.
53. Revelle, W. (2011). *An overview of the psych package*. Department of Psychology, Northwestern University.
54. Reynolds, C., Kamphaus, R. (eds) (2003). *Handbook of psychological & Educational assessment of children*. New York, NY: The Guilford Press
55. Ruohotie, P., & Nokelainen, P. (2003). Practical Considerations of Motivation and Computer-supported Collaborative Learning. In Varis, T., Utsumi, T. & Klemm, W. R. (Eds.), *Global Peace Through The Global University System*, Hämeenlinna, Finland: RCVE, 226-236.
56. Shneiderman, B. (1998). *Designing the User Interface: Strategies for Effective Human-Computer Interaction* (3rd Ed.), Menlo Park, CA, USA. Addison Wesley.
57. Siegel, S. (1956). *Non-parametric statistics for the behavioural sciences*. NY: McGraw-Hill.

58. Spearman, C. (1904). "General intelligence", objectively determined and measured. *American Journal of Psychology*, Vol. 15, No. 2, pp. 201-293.
59. Stemler, S. E. (2004). A comparison of consensus, consistency, and measurement approaches to estimating inter-rater reliability. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 9(4).  
<http://pareonline.net/getvn.asp?v=9&n=4> посетен 10.05.2011
60. Stevens, J. (2002). *Applied multivariate statistics for the social sciences*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
61. Thompson, B. (2003). Guidelines for authors, reporting score reliability estimates. In: B. Thompson (ed.). *Score reliability: Contemporary thinking on reliability issues*. Ca.: Sage Publications, Inc.
62. Thorndike, R. M. (1971). Method of factor extraction and simple structure of data from diverse scientific areas. *Paper presented at the annual meeting of the Western psychological association, San Francisco, CA*.
63. Thurstone, L. L. (1931a). *The reliability and validity of tests*. Ann Arbor, MI: Edwards Brothers.
64. Thurstone, L. L. (1931b). Multiple Factor Analysis. *Psychological Review*, 38, pp. 406–427.
65. Thurstone, L. L. (1934). The vectors of mind. *Psychological Review*, 41, pp. 1–32.
66. Thurstone, L. L. (1935). *The vectors of mind: Multiple-factor analysis for the isolation of primary traits*. Chicago: University of Chicago press.
67. Thurstone, L. L. (1947). *Multiple-factor analysis*. Chicago: University of Chicago press.
68. Velicer, W. F., Eaton, C. A., Fava, J. L. (2000). Construct explication through factor or component analysis: A review and evaluation of alternative procedures for determining the number of factors or components. In: R. D. Goffin and E. Helmes (Eds.) *Problems and solutions in human assessment: Honoring Douglas N. Jackson at seventy*. Norwell, MA: Kluwer Academic.

69. Weiner, I. B., Freedheim, D. K., Schinka, J. A., Velicer, W. F. (2003). *Handbook of Psychology: Research methods in psychology*. NJ: John Wiley and sons, Inc.
70. Wilson, B., & Myers, K. (2000). Situated Cognition in Theoretical and Practical Context. In Jonassen, D. H. & Land, S. (Eds.), *Theoretical Foundations of Learning Environments*, Mahwah, NJ, USA: Lawrence Erlbaum Associates, 57-88.
71. Yates, A. (1987). *Multivariate exploratory data analysis: a perspective on exploratory factor analysis*. Albany: State university of New York press.
72. Zwick, W. R., Velicer, W. F. (1986). Comparison of five rules for determining the number of components to retain. *Psychological bulletin*, 99, pp. 432-442.
73. Калинов, К. (2010). *Статистически методи в поведенческите и социалните науки*. С., Нов български университет.
74. Стоименова, Е. (2000). *Измерителни качества на тестовете*. С., НБУ

## ПРИЛОЖЕНИЯ

### Приложение 1

#### Pedagogically Meaningful eLearning Questionnaire (PMLQ)

	Disagree strongly	Disagree	Neither disagree, nor agree	Agree	Agree strongly	N/A
1. When I worked on this assignment, I felt that I, not the program, held the responsibility for my own learning. <i>(Definition: I'm not repeating same kind of steps all the time in my studying, but the assignments make me think and make a different solution for each one.)</i>						
2. When I used this learning material, I felt that I controlled what it did and not vice versa. <i>(Definition: The program does not lead me from one step to another, but I can choose by myself in which order I want to finish my tasks.)</i>						
3. I have to think and make my own solutions to learn this learning material. <i>(Definition: I have to concentrate on this material; I cannot complete the tasks simply with rote learning)</i>						
4. This learning material has been divided into sections, my task is to learn them in pre-defined order (and possibly respond to assignments).						
5. This learning material provides learning problems without a pre-defined model for the solution.						
6. This material does not have material in itself, but links to various other sources, which I have to use to learn. <i>(Definition: If the topic is "a dumb yard", there is no ready-made presentation of the topic. The learning starts, for example, with a short tip by the teacher, which tells what kinds of things are needed in order to build a dumb yard. Some of the information that you need may be in the system, but you have to find most of it from newspapers, books or the Internet in order to make your own presentation.)</i>						
7. I get so deep into this learning material that I forget all about what is happening around me and how much time I spend on it.						
8. When I work with this learning material, I feel that I know more about some topics than others, I'm "an expert". <i>(Definition: The learning material may involve an individual information gathering task, for example, an interview of neighbours or measuring the depth of packed snow in one's home garden over the period of one month.)</i>						

9. When I work in this learning material, I (or us, if a group work) have to find out own solutions without the teacher's or the program's model solutions.						
10. I am proud of my own solution, or one that I made with others, to the problem presented in the learning material. (Definition: I feel that I, or we together, have made something that is significant.)						
11. This learning material lets me talk with my classmates. (Definition: For example, messages in chat or notice board.)						
12. I can do group work with my classmates in this learning material. (Definition: If I wanted, I could do assignments together with my classmate so that we both used our own computers.)						
13. It is pleasant to use the learning material with another student on the same computer.						
14. This learning material lets me know what other users have been doing in the system. (Definition: For example, which learning materials have been read the most or assignment that have been the most popular.)						
15. This learning material lets me know what other users are doing when I'm using the system. (Definition: For example, the most read material at the moment or the assignment with which most people are working on.)						
16. This learning material offers me simple utility programs (for example, a calculator).						
17. This learning material offers me versatile utility programs (for example, Excel sheets, a HTML editor, text processor, etc.).						
18. In this learning material the utility programs have a central role. (Definition: For example, I have to edit an Excel sheet to solve a problem.)						
19. I can save my work on this learning material and use or evaluate others' work. (Definition: I can, for example, explore or evaluate other groups' group works and use them in my own studies.)						
20. This learning material tells me clearly what I'm expected to know (or learn) after I've used it. (Definition: The learning goals are clearly set, for example, "After this assignment, you will know how to divide with decimal fraction" or "After this assignment you can form interrogative clauses in English".)						
21. This learning material tells me clearly why it is useful for me to learn this material. (Definition: The learning goals are justified, for example, "This assignment will help you to make interrogative phrases in English".)						
22. The learning material assesses my achievements with scores. (Definition: For example, the system gives a score at the end of an assignment and shows the maximum score.)						
23. This learning material tells me how much progress I have made in my studies. (Definition: I know what I have practiced or learned thus far.)						
24. This learning material is strictly limited. (Definition: For						



<i>example, the topic of a math learning material is "Calculating the mean".)</i>						
25. This learning material teaches me skills that I will need. <i>(Definition: I'll be able to, for example, convert euros into dollars.)</i>						
26. I feel that I will be able to use the skills and knowledge this learning material has taught me in the future.						
27. This learning material is based on the idea that "one learns the best by doing stuff by oneself". <i>(Definition: The material offers more assignments than, for example, PowerPoint presentations.)</i>						
28. I feel that this learning material will help me to do better in the test. <i>(Definition: I think the assignments in the material are similar to the assignment that we usually have in tests.)</i>						
29. This learning material is suitably challenging to me. <i>(Definition: The assignments are not too easy or too hard.)</i>						
30. I feel that this learning material has been designed for me. <i>(Definition: The material suits your own needs, and it does not feel that you are considered too smart or too dumb.)</i>						
31. This learning material adjusts the difficulty to suit my skills. <i>(Definition: I can practice something that is hard for me until I have learned it and before I move on to the next topic.)</i>						
32. The images in this learning material help me to learn.						
33. The sounds in this learning material help me to learn.						
34. The animations in this learning material help me to learn.						
35. It is more useful to me to learn topics with this learning material than with conventional methods in a classroom. <i>(Definition: Think if you would be more willing to do this assignment with a computer or with a normal study book or exercise book.)</i>						
36. I try to achieve as high a score as I can in this learning material.						
37. I want to learn the topics of this learning material as deeply as I can.						
38. I'm interested in the topic of this learning material.						
39. This learning material required me to know something that had been taught in some other learning material. <i>(Definition: This material made a reference to some other learning material.)</i>						
40. I can use my earlier knowledge when I study with this material.						
41. This learning material goes over earlier material before starting to teach a new topic. <i>(Definition: For example, in mathematics, the material first goes over simpler calculations that are needed to learn a more difficult topic.)</i>						
42. This learning material offers optional routes for my progress. <i>(Definition: I can choose different assignments each time I use the system.)</i>						
43. This learning material does not let me proceed to the next point before I have answered correctly to every						

question. ( <i>Definition: For example, in an English language assignment one has to answer correctly to every question, even with the help of the program, before it lets you proceed to the next topic.</i> )						
44. This learning material has many similar, consecutive assignments. ( <i>Definition: For example, an English fill-in assignment that has many consecutive assignments for am/is/are sentences.</i> )						
45. This learning material makes it quick and easy for me to learn a new topic or recap an earlier topic.						
46. If I cannot remember a particular word or concept while using this learning material, I can go back and check its meaning in previous material.						
47. When I used this learning material, I felt that I had to remember too many things at the same time. ( <i>Definition: I felt at some points that I should have used a paper to write some things down.</i> )						
48. This learning material presents information in a format that makes it easy to learn. ( <i>Definition: Information is presented in meaningful, interconnected entities, and not in separate pieces that are hard to understand.</i> )						
49. This material presents new material (or recaps old) in “portions” suitable for me. ( <i>Definition: Not too many new things are presented at once. I have time to learn them before moving onto the next topic.</i> )						
50. I can make a certain number of mistakes with this material after which the program shows me the correct answer.						
51. When I make a wrong solution in an assignment, the program gives me a friendly note.						
52. This learning material gives me motivating feedback. ( <i>Definition: I am willing to try out the less used functions in the learning material, because I know that it will give me all the advice that I need.</i> )						
53. This learning material provides me with immediate feedback of my activities. ( <i>Definition: When I write my response, the system shows me immediately if the answer is correct or not.</i> )						
54. This learning material gives first an example of the correct solution. ( <i>Definition: Starting with a model performance, after which I’ll do it on my own.</i> )						
55. In this learning material, I get to carry the responsibility for the solution of an assignment in small portions. ( <i>Definition: For example, I’m first shown the task, then the result. Next, I see the task but not the result, which I have to solve on my own.</i> )						
56. I think I learn more quickly with this material than normally. ( <i>Definition: This learning material provides me with the right kind of support when I need it.</i> )						

## Приложение 2

### Субдименсии на педагогическата ползваемост

Свързаните индикатори са дадени в скоби, r = реверсивен

#### 1. Контрол от обучавания

- 1.1 Минимално натоварване на паметта (47)
- 1.2 Смыслено кодиране (48, 49)
- 1.3 Поемане на отговорност за собственото учене (1)
- 1.4 Потребителски контрол (2)
- 8.2 Надграждане (40)

#### 2. Дейност на обучавания

- 2.1 Рефлексивно мислене (3, 4r)
- 2.2 Проблемно-базирано учене (5, 9)
- 2.3 Употреба на първични данни и източници (6)
- 2.4 Потапяне (7)
- 2.5 Собственост (ownership) (8, 10)
- 2.6 Първични данни и източници (само за преподаватели)
- 2.7 Подходящ за преподавател - фасилитатор (само за преподаватели)
- 2.8 Подходящ за преподавател - дидактик (само за преподаватели)
- 2.9 Индивидуално/дистанционно обучение (само за преподаватели)

#### 3. Учение в сътрудничество

- 3.1 Помощ за разговор и диалог (11)
- 3.2 Групова работа (12, 13)
- 3.3 Асинхронно социално придвижване (14)
- 3.4 Синхронно социално придвижване (15)
- 3.5 Asynchronous social navigation monitoring (само за преподаватели)
- 3.6 Synchronous social navigation monitoring (само за преподаватели)
- 3.7 Курс за обучение на възрастни (19)

#### 4. Целева ориентация

- 4.1 Експлицитни цели (20)
- 4.2 Ползност на целите (21)
- 4.3 Фокус върху резултатите (22)
- 4.4 Фокусиране цели (34)
- 4.5 Мониторинг на собственото учене (педагогическа обратна връзка) (23)
- 4.6 Може сам да постави цели (само за преподаватели)

## **5. Приложимост**

- 5.1 Автентичен материал (25,28г)
- 5.2 Възприемане за полезност (26)
- 5.3 Learning by doing (27)
- 5.4 Подходящ материал за нуждите на обучаваните (във възрастов план) (29)
- 5.5 Предварително тестиране и диагностика (30, 31)
- 5.6 Prompting (54)
- 5.7 Fading (55)
- 5.8 Scaffolding (56)
- 1.2 Смислено кодиране (40, 48, 49)

## **6. Добавена стойност**

- 6.1 Цялостна добавена стойност за ученето (35)
- 6.2 Ефективност за ученето (45)
- 6.3 Добавена стойност на изображенията (32)
- 6.4 Добавена стойност на звук (33)
- 6.5 Добавена стойност на анимация/видео (34)

## **7. Мотивация**

- 7.1 Вътрешна (37)
- 7.2 Външна (36)
- 7.3 Смисленост на ученето (38)
- 2.4 Потапяне (7)

## **8. Оценка на предварителните знания**

- 8.1 Предварителни изисквания (39)
- 8.2 Надграждане (40)
- 8.3 Примери (41)

## **9. Гъвкавост**

- 9.1 Предварително тестиране и диагностика (42)
- 9.2 Декомпозиране на задачата (43г, 46)
- 9.3 Повтаряеми задачи (44)

## **10. Обратна връзка**

- 10.1 Окуражителна обратна връзка (52, 51)
- 10.2 Прецизна обратна връзка (53)
- 10.3 Безгрешно учене (50)

### Приложение 3

Преподаватели, 9-факторно решение, собствени стойности на факторите преди ротацията

Value	Eigenvalues (Experts_All texts.sta) Extraction: Principal axis factoring			
	Eigenvalue	% Total	Cumulative	Cumulative
1	13.30	25.10	13.30	25.10
2	4.58	8.65	17.89	33.75
3	3.04	5.73	20.92	39.48
4	2.82	5.31	23.74	44.79
5	2.75	5.18	26.49	49.97
6	2.32	4.38	28.81	54.35
7	1.90	3.58	30.71	57.94
8	1.76	3.31	32.46	61.25
9	1.12	2.12	33.58	63.37

Факторни тегла на индикаторите след ротация

Variable	Factor Loadings (Varimax normalized) (Experts_All texts.sta) Extraction: Principal axis factoring (Marked loadings are >.700000)								
	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Factor 5	Factor 6	Factor 7	Factor 8	Factor 9
Q1	0.416	-0.181	-0.114	0.351	0.507	0.041	0.077	0.158	0.020
Q2	0.419	0.050	-0.219	0.276	0.394	-0.159	0.116	0.042	-0.271
Q3	0.385	-0.100	0.433	-0.094	0.334	0.081	0.389	0.293	-0.103
Q4-R	-0.036	0.110	0.001	0.445	-0.044	-0.641	0.059	0.085	-0.040
Q5	0.101	0.061	0.013	-0.007	-0.010	0.042	0.580	0.172	0.051
Q6	0.036	0.588	0.082	0.257	0.125	-0.145	0.182	0.336	0.142
Q7	0.119	0.062	0.055	0.458	0.355	0.235	0.124	0.024	-0.053
Q8	0.156	0.177	-0.005	-0.033	0.661	0.042	-0.155	0.057	0.175
Q9	0.675	0.082	0.262	0.116	-0.007	0.040	0.073	0.041	0.160
Q10	0.764	0.206	0.194	0.066	0.091	0.076	0.119	-0.069	0.035
Q11	0.108	0.086	0.006	0.127	0.087	0.069	0.725	0.076	0.310
Q12	0.112	0.224	0.071	0.034	0.057	0.028	0.825	-0.189	0.067
Q13	-0.070	0.305	0.198	-0.086	0.020	-0.024	0.622	0.137	-0.071
Q14	0.053	0.886	0.093	0.018	0.078	0.056	0.205	-0.015	0.147
Q15	0.029	0.844	0.067	-0.014	0.038	0.016	0.237	-0.028	0.114
Q19	0.343	0.716	0.105	0.144	-0.096	0.049	-0.016	0.310	0.052
Q20	-0.098	0.051	0.060	0.290	-0.056	0.742	-0.067	-0.061	0.070
Q21	0.044	-0.157	0.179	0.184	0.077	0.696	0.187	0.093	0.303
Q22	-0.065	-0.041	0.604	-0.042	-0.075	0.102	-0.036	0.447	0.030
Q23	0.218	0.121	0.623	0.119	0.361	0.093	0.085	0.005	0.221
Q24	-0.067	0.058	-0.136	-0.151	-0.342	0.130	0.092	-0.009	0.321
Q25	-0.043	0.073	0.210	0.684	0.218	0.186	0.048	-0.255	0.249
Q26	-0.004	0.132	0.279	0.246	0.755	0.002	-0.031	-0.065	0.138

Variable	Factor Loadings (Varimax normalized) (Experts_All texts.sta) Extraction: Principal axis factoring (Marked loadings are >.700000)								
	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Factor 5	Factor 6	Factor 7	Factor 8	Factor 9
Q27	0.384	-0.120	0.028	0.605	0.369	0.190	0.056	0.135	-0.040
Q28-R	-0.043	-0.147	-0.219	-0.096	-0.289	-0.255	0.178	0.347	-0.128
Q29	0.247	0.117	0.440	0.527	0.275	0.116	-0.063	0.092	0.037
Q30	0.187	0.028	0.326	0.688	0.159	0.075	-0.029	0.005	0.093
Q31	0.135	0.099	0.219	0.632	0.316	0.077	-0.153	0.080	0.017
Q32	0.071	0.313	0.135	0.147	0.255	0.089	0.180	0.176	0.724
Q33	0.060	0.184	0.128	0.361	0.100	0.118	0.073	0.650	0.293
Q34	0.110	0.410	0.107	0.132	0.166	0.074	0.277	0.121	0.719
Q35	-0.095	-0.004	0.327	0.487	0.503	0.005	0.096	0.030	-0.096
Q36	0.108	-0.069	0.713	0.323	0.187	0.158	0.250	-0.054	-0.048
Q37	0.302	0.053	0.259	0.264	0.563	0.244	0.271	-0.191	0.106
Q38	0.149	-0.041	0.319	0.314	0.606	0.152	0.235	-0.136	0.078
Q39	0.223	0.167	0.005	0.285	0.292	0.461	0.127	0.076	-0.089
Q40	0.000	0.085	0.489	0.263	0.399	0.032	0.029	-0.476	0.004
Q41	0.090	0.191	-0.234	-0.233	0.581	0.281	0.132	0.105	0.211
Q42	0.256	0.236	-0.102	0.256	0.187	-0.100	0.136	0.525	-0.062
Q43-R	-0.059	-0.048	-0.295	0.590	-0.320	0.039	0.110	0.159	-0.182
Q44	-0.081	0.232	0.228	-0.174	0.063	0.010	0.097	0.548	0.128
Q45	0.048	0.219	0.174	0.642	0.298	-0.053	-0.063	-0.070	0.167
Q46	-0.095	0.318	0.095	0.252	0.367	-0.102	0.010	0.225	0.149
Q47	0.150	0.295	-0.089	-0.073	-0.326	-0.071	0.199	0.085	0.075
Q48	0.269	-0.125	0.166	0.224	0.651	0.136	0.091	0.005	-0.171
Q49	-0.078	-0.017	0.149	0.086	0.799	-0.005	0.050	0.065	0.017
Q50	0.346	0.084	0.270	0.095	-0.015	0.469	0.148	0.022	-0.208
Q51	0.192	0.172	0.780	-0.059	0.333	-0.003	0.022	-0.001	-0.038
Q52	0.418	0.074	0.649	0.131	0.374	0.101	0.120	-0.013	-0.079
Q53	0.104	0.025	0.678	0.311	-0.073	0.038	0.196	0.088	0.058
Q54	-0.197	0.348	0.518	0.155	0.105	0.050	-0.165	-0.091	0.158
Q55	0.267	0.244	0.436	0.236	0.171	-0.038	-0.299	0.119	0.280
Q56	-0.042	0.062	0.244	0.305	0.732	-0.176	0.067	0.048	0.142
Expl.Var	2.927	3.754	5.209	5.126	6.464	2.519	3.057	2.335	2.194
Prp.Totl	0.055	0.071	0.098	0.097	0.122	0.048	0.058	0.044	0.041

## Приложение 4

Студенти, 7-факторно решение, собствени стойности на факторите преди ротацията

Value	Eigenvalues (Students_All texts.sta) Extraction: Principal axis factoring			
	Eigenvalue	% Total	Cumulative	Cumulative
1	8.671	16.36	8.67	16.36
2	6.669	12.58	15.34	28.94
3	4.545	8.57	19.89	37.52
4	3.608	6.81	23.49	44.33
5	3.241	6.11	26.73	50.44
6	2.681	5.06	29.42	55.50
7	2.138	4.03	31.55	59.54

Факторни тегла на индикаторите след ротацията

Variable	Factor Loadings (Varimax normalized) (Students_All texts.sta) Extraction: Principal axis factoring (Marked loadings are >.700000)						
	Factor	Factor	Factor	Factor	Factor	Factor	Factor
Q1	<b>0.625</b>	0.044	-0.246	-0.143	0.317	0.084	0.083
Q2	0.248	-0.088	-0.237	<b>0.790</b>	0.087	-0.062	0.043
Q3	0.140	-0.136	<b>0.715</b>	0.088	0.193	-0.119	-0.001
Q4-R	-0.173	-0.256	0.281	-0.099	0.008	-0.216	<b>0.552</b>
Q5	<b>-0.427</b>	0.170	0.147	-0.027	-0.045	<b>0.508</b>	0.233
Q6	0.035	0.123	-0.086	-0.070	-0.147	<b>0.676</b>	0.117
Q7	-0.042	-0.029	0.190	<b>0.873</b>	-0.005	0.136	0.117
Q8	-0.006	0.144	-0.094	-0.060	0.212	-0.135	<b>-0.613</b>
Q9	-0.170	0.117	0.236	0.260	<b>0.421</b>	0.224	-0.027
Q10	<b>0.443</b>	0.167	0.042	-0.183	0.208	0.158	-0.303
Q11	0.074	<b>0.599</b>	0.445	-0.218	0.027	0.102	-0.071
Q12	-0.188	0.204	<b>0.559</b>	-0.147	0.272	0.025	0.008
Q13	0.169	0.189	-0.162	<b>-0.400</b>	-0.135	<b>0.494</b>	0.108
Q14	0.232	<b>0.702</b>	-0.168	-0.020	-0.252	0.223	0.002
Q15	-0.021	<b>0.766</b>	-0.129	-0.019	-0.232	0.164	0.039
Q19	-0.085	<b>0.661</b>	-0.218	-0.219	-0.405	0.075	0.131
Q20	0.287	<b>0.431</b>	0.280	-0.160	0.195	<b>-0.477</b>	0.104
Q21	<b>0.612</b>	-0.066	0.446	0.096	0.116	0.048	-0.151
Q22	<b>0.489</b>	-0.059	0.258	0.054	0.201	-0.375	0.141
Q23	<b>0.505</b>	0.233	0.414	-0.022	-0.237	-0.060	0.001
Q24	-0.047	-0.321	0.018	0.071	<b>0.691</b>	-0.110	-0.035
Q25	<b>0.555</b>	-0.278	-0.009	0.380	0.209	-0.262	-0.188
Q26	0.383	-0.357	<b>0.452</b>	0.282	0.108	0.199	-0.193
Q27	0.127	0.126	0.125	-0.017	<b>0.566</b>	0.011	0.074
Q28-R	-0.153	-0.355	-0.321	0.371	-0.128	<b>-0.421</b>	0.226

Variable	Factor Loadings (Varimax normalized) (Students_All texts.sta) Extraction: Principal axis factoring (Marked loadings are >.700000)						
	Factor	Factor	Factor	Factor	Factor	Factor	Factor
Q29	0.054	-0.150	0.349	-0.081	0.087	0.430	-0.173
Q30	0.064	-0.140	0.333	-0.254	0.547	0.012	0.004
Q31	0.138	-0.109	0.391	-0.048	0.514	0.019	0.406
Q32	0.005	0.835	0.132	0.176	-0.051	-0.038	-0.054
Q33	0.006	0.182	0.147	0.339	0.026	0.270	0.506
Q34	-0.099	0.875	-0.074	-0.094	0.076	0.122	-0.040
Q35	0.305	0.272	0.349	0.348	0.377	-0.156	0.056
Q36	0.080	-0.069	0.867	0.148	0.148	-0.106	0.159
Q37	0.759	0.063	0.256	-0.028	0.182	-0.289	-0.246
Q38	-0.077	-0.167	0.288	0.243	0.553	-0.274	-0.163
Q39	-0.095	0.170	0.251	0.428	0.037	0.667	0.174
Q40	0.081	0.094	0.899	-0.075	-0.075	0.033	0.200
Q41	-0.138	0.673	-0.089	-0.284	-0.155	0.025	-0.236
Q42	0.180	0.171	-0.230	0.224	-0.041	0.413	0.453
Q43-R	0.006	-0.554	0.002	-0.102	-0.266	-0.089	0.005
Q44	-0.401	0.308	0.053	0.235	0.088	-0.175	0.005
Q45	0.265	0.061	0.017	-0.096	0.616	-0.306	0.018
Q46	0.635	-0.051	0.130	0.224	-0.063	-0.067	0.244
Q47	-0.182	0.415	0.209	0.105	-0.199	0.360	0.302
Q48	0.265	-0.086	-0.214	0.368	0.624	-0.051	-0.142
Q49	0.064	-0.117	0.026	0.089	0.777	0.058	-0.116
Q50	0.673	0.140	0.069	0.057	0.035	0.184	0.133
Q51	0.075	0.079	-0.126	-0.161	0.387	0.077	0.540
Q52	0.248	-0.184	0.592	0.116	0.196	0.366	0.023
Q53	0.458	0.014	-0.047	0.421	0.343	-0.123	-0.251
Q54	0.101	0.618	0.187	0.032	0.134	-0.442	-0.064
Q55	0.348	0.459	-0.171	0.062	0.197	-0.073	0.157
Q56	0.167	0.347	0.289	0.060	0.596	-0.241	0.043
Expl.Var	4.907	6.405	5.323	3.476	5.157	3.712	2.573
Prp.Totl	0.093	0.121	0.100	0.066	0.097	0.070	0.049



## Приложение 5

Надеждност на оценките по отделните субскали и за въпросника като цяло за отделните ЕДМ.

Табл. 1. Надеждност на оценките по отделните субскали и за въпросника като цяло, за ЕДМ 1

скали	преподаватели				студенти		
	k	$\alpha$	ср. кор.	понижаване на $\alpha$	$\alpha$	ср. кор.	понижаване на $\alpha$
1. Контрол от обучавания	6	0.678	0.301	47	0.023	0.050	-
2. Дейност на обучавания	8	0.623	0.175	4-R, 5	-0.040	0.015	3, 4-R, 6
3. Учене в сътрудничество	6	0.756	0.401	19	0.632	0.247	13
4. Целева ориентация	5	0.438	0.112	20, 24	0.659	0.313	24
5. Приложимост	13	0.850	0.342	28-R	0.689	0.149	27, 28-R
6. Добавена стойност	5	0.721	0.363	45	0.806	<b>0.416</b>	45
7. Мотивация	4	0.676	0.409	36	0.486	0.255	7, 37
8. Оценка на предишни знания	3	0.604	0.328	40	0.127	0.099	40
9. Гъвкавост	4	-0.037	-0.020	всички	-0.165	-0.088	всички
10. Обратна връзка	4	0.826	<b>0.593</b>	50	0.542	0.341	51
Общ бал	53	0.915	0.190	43-R	0.862	0.109	43-R

Табл. 2. Надеждност на оценките по отделните субскали и за въпросника като цяло, за ЕДМ 2

скали	преподаватели				студенти		
	k	$\alpha$	ср. кор.	понижаване на $\alpha$	$\alpha$	ср. кор.	понижаване на $\alpha$
1. Контрол от обучавания	6	0.142	0.066	40, 47	-1.089	-0.060	всички
2. Дейност на обучавания	8	0.719	0.242	4-R, 8	0.386	0.112	8
3. Учене в сътрудничество	6	0.785	<b>0.693</b>	11	0.783	<b>0.685</b>	12, 13
4. Целева ориентация	5	0.533	0.203	24	0.662	0.383	20
5. Приложимост	13	0.798	0.276	28-R	0.663	0.252	29, 40, 54, 55
6. Добавена стойност	5	0.806	0.573	35, 45	0.630	0.219	45
7. Мотивация	4	0.799	0.534	7, 36	0.619	0.368	38
8. Оценка на предишни знания	3	0.384	0.187	41	0.599	0.371	41
9. Гъвкавост	4	0.274	0.097	43-R, 44, 46	-0.959	-0.051	всички
10. Обратна връзка	4	0.796	0.532	50	0.343	0.129	51, 52, 53
Общ бал	53	0.917	0.200	24, 43-R,	0.829	0.124	1, 2, 8, 13, 19, 22, 25, 28-R, 29, 38, 41, 43-R, 45, 48, 51, 55

Табл. 3. Надеждност на оценките по отделните субскали и за въпросника като цяло, за ЕДМ 3

скали	преподаватели				студенти		
	k	$\alpha$	ср. кор.	понижаване на $\alpha$	$\alpha$	ср. кор.	понижаване на $\alpha$
1. Контрол от обучавания	6	0.650	0.266	47	0.419	0.221	2, 40, 49
2. Дейност на обучавания	8	0.545	0.138	4-R, 5	-0.329	0.067	всички
3. Учене в сътрудничество	6	0.847	0.518	-	0.610	0.367	19
4. Целева ориентация	5	0.464	0.173	22, 24	0.420	0.285	23, 24
5. Приложимост	13	0.842	0.340	28-R	0.196	0.095	25, 28-R, 29, 31, 40, 54, 55
6. Добавена стойност	5	0.773	0.436	35	0.560	0.237	35
7. Мотивация	4	0.910	<b>0.753</b>	-	0.658	<b>0.522</b>	38
8. Оценка на предишни знания	3	0.694	0.444	40	0.091	0.168	41
9. Гъвкавост	4	0.540	0.232	43-R	0.015	0.032	43-R, 44
10. Обратна връзка	4	0.702	0.420	50, 53	0.563	0.326	53
Общ бал	53	0.927	0.226	-	0.837	0.151	2, 5, 13, 19, 24, 25, 28-R, 31, 41, 43-R,

Табл. 4. Надеждност на оценките по отделните субскали и за въпросника като цяло, за ЕДМ 4

скали	преподаватели				студенти		
	k	$\alpha$	ср. кор.	понижаване на $\alpha$	$\alpha$	ср. кор.	понижаване на $\alpha$
1. Контрол от обучавания	6	0.054	0.052	47	0.434	0.572	1, 2, 40, 47
2. Дейност на обучавания	8	0.627	0.183	4-R	0.265	0.063	4-R, 6, 8, 10
3. Учене в сътрудничество	6	0.825	0.558	-	0.882	<b>0.667</b>	12, 13
4. Целева ориентация	5	0.596	0.214	22, 23, 24	0.583	0.323	23, 24
5. Приложимост	13	0.836	0.366	28-R	0.878	0.574	28-R, 29, 54
6. Добавена стойност	5	0.779	0.570	33, 35	0.300	0.153	33, 34
7. Мотивация	4	0.844	<b>0.620</b>	7	0.421	0.429	7, 37
8. Оценка на предишни знания	3	0.438	0.186	40	-1.301	-0.276	всички
9. Гъвкавост	4	0.167	0.065	43-R, 44	0.224	0.013	46
10. Обратна връзка	4	0.540	0.279	50, 53	0.669	0.436	50, 51
Общ бал	53	0.916	0.211	28-R, 43-R	0.814	0.242	2, 4-R, 6, 7, 28-R, 33, 43-R, 44