

---

---

## **ПРАКТИКИ СБОРА И АНАЛИЗА ФОРМАЛИЗОВАННЫХ ДАННЫХ**

О.Н. Стребкова, Э.Д. Понарин, В.В. Костенко  
(Санкт-Петербург)

### **ПРОВЕРКА ИЗМЕРИТЕЛЬНОЙ ИНВАРИАНТНОСТИ: СЛУЧАЙ ПОРЯДКОВЫХ ПЕРЕМЕННЫХ (на примере гендерного эгалитаризма в арабских странах)<sup>1</sup>**

Современные межстрановые сравнительные исследования позволяют оценивать уровень поддержки тех или иных убеждений в разных странах, однако по мере накопления все большего объема данных сопоставимость стран и волн опросов становится отдельной методологической проблемой. Литературы по этому вопросу все еще недостаточно, особенно для анализа более сложных случаев, таких как работа с порядковыми переменными. Мы хотим продемонстрировать механизм проверки измерительной инвариантности латентного фактора «гендерный эгалитаризм» на примере первой волны проекта «Арабский барометр». С помощью многогруппового конфирматорного факторного анализа конструируется модель, в основе которой лежат 4 порядковые переменные, закодированные по шкале от 0 до 3. Проводится ряд тестов измерительной инва-

---

**Ольга Николаевна Стребкова** – стажер-исследователь Лаборатории сравнительных социальных исследований, аспирант НИУ ВШЭ СПб. E-mail: ostrebkova@hse.ru.

**Эдуард Дмитриевич Понарин** – PhD, заведующий Лабораторией сравнительных социальных исследований, профессор Департамента социологии НИУ ВШЭ СПб. E-mail: eponarin@hse.ru.

**Вероника Викторовна Костенко** – научный сотрудник Лаборатории сравнительных социальных исследований, преподаватель Департамента социологии НИУ ВШЭ СПб. E-mail: vvkostenko@hse.ru, veronika.kostenko@gmail.com.

<sup>1</sup> Исследование финансировалось в рамках государственной поддержки ведущих университетов Российской Федерации «5-100». Авторы выражают благодарность Борису Соколову за ценные консультации на всех этапах работы над проектом.

риантности латентного фактора «гендерный эгалитаризм». Результаты моделирования позволяют говорить о достижении частичной сильной инвариантности измерений в 5 изучаемых странах.

*Ключевые слова:* инвариантность измерений, гендерный эгалитаризм, Арабский барометр, конфирматорный факторный анализ порядковых переменных.

## ***Введение***

Под измерительной инвариантностью принято понимать свойство измерительного инструмента, заключающееся в его способности измерять одни и те же концепты одинаковым способом среди разных групп опрошенных (или в разные моменты времени) [1, p. 58]. Если нет доказательств, свидетельствующих о наличии инвариантности измерений, или, наоборот, доказывающейся, что инвариантности нет, то основания для построения строгого научного вывода теряют свою прочность, и выводы о различиях между индивидами и группами не могут быть интерпретированы однозначно [2, p. 117]. Поэтому в кросскультурных исследованиях проверка инвариантности измерений становится логически необходимым этапом анализа данных. Исследователь должен установить факт, что респонденты из разных групп (группирующим признаком может быть страна, этническая общность, пол, уровень образования и т.п.) схожим образом интерпретируют измерительный инструмент исследователя (например, вопросы анкеты и соответствующие им шкалы). Стандартным способом проверки выполнения условия инвариантности считается многогрупповой конфирматорный факторный анализ (МКФА) [1; 2; 3; 4; 5; 6], выполнение которого на интервальных переменных детально показано во многих статьях. В социальных науках часто используются шкалы, которые не могут быть рассмотрены как интервальные и должны быть заложены в схему факторного анализа как по-

рядковые, соответственно, процедура проверки инвариантности измерений должна учитывать эти особенности данных.

Проверка инвариантности измерений порядковых данных недостаточно освещена в зарубежной литературе, однако в последние годы появляется все больше работ, описывающих особенности данного вида статистического анализа [7; 8; 9; 10; 11; 12; 13; 14]. В рамках данной статьи предполагается восполнить существующий пробел в русскоязычной литературе.

В качестве эмпирического примера здесь рассматривается инвариантность теоретического конструкта «гендерный эгалитаризм» в пяти арабских странах (Иордания, Ливан, Алжир, Марокко, Палестина) на данных первого раунда проекта «Арабский барометр». Страны Арабского Востока значительно отличаются друг от друга как в культурно-историческом, так и социально-экономическом плане. Соответственно, если в рамках статистического анализа моделируются некие латентные теоретические конструкты, то надежность межстрановых сравнений должна быть основана на установленном факте инвариантности измерений. Долгое время Арабский мир был недостаточно изучен с точки зрения массовых ценностей, однако с 2005 г. в регионе был запущен масштабный международный проект «Арабский барометр», призванный закрыть эту лакуну<sup>1</sup>.

### *Многогрупповой конфирматорный факторный анализ интервальных и порядковых данных*

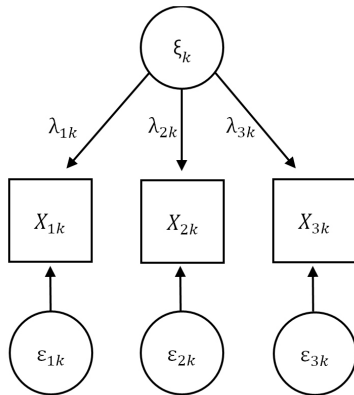
Здесь и далее мы рассматриваем случай модели с одним общим латентным фактором. Модель МКФА с интервальными наблюдаемыми переменными может быть представлена следующим образом:

---

<sup>1</sup> Arab Barometer. URL: <http://www.arabbarometer.org>.

$$X_{ijk} = \tau_{jk} + \lambda_{jk}\xi_{ik} + \varepsilon_{ijk}, \quad (1)$$

где  $X_{ijk}$  – значение  $j$ -й переменной-индикатора для  $i$ -го индивида в  $k$ -й группе,  $\tau_{jk}$  – латентный интерцепт<sup>1</sup>,  $\lambda_{jk}$  – факторная нагрузка,  $\xi_{ik}$  – оценка общего латентного фактора,  $\varepsilon_{ijk}$  – остаток [8, р. 214]. Уравнение (1) описывает связь между оценками общего латентного фактора ( $\xi_{ik}$ ) и значениями наблюдаемых переменных-индикаторов  $X_{ijk}$  (рис. 1). При этом и изучаемый латентный фактор, и индикаторы являются интервальными переменными, а переменные-индикаторы должны быть нормально распределены.



**Рис. 1. Однофакторная модель с 3 интервальными переменными-индикаторами для  $k$  групп**

---

<sup>1</sup> В русскоязычной литературе в этом контексте встречается использование термина «константа» вместо «интерцепт» [4]. Оба термина в традиционном регрессионном анализе и факторном анализе для одной выборки взаимозаменяемы и означают «значение зависимой переменной, когда все предикторы принимают значение нуль». Однако в контексте анализа нескольких групп (например, стран) для каждой группы оценивается свой интерцепт, который в общем анализе уже не является константой. В англоязычной литературе в данном контексте используется исключительно термин «интерцепт» и никогда – «константа», (см., например: [1; 2; 3; 5; 6; 7; 8; 9; 10; 11; 12; 13; 14]).

В многогрупповом конфирматорном факторном анализе порядковых данных в модель вводятся дополнительные латентные переменные для наблюдаемых индикаторов, имеющих порядковые меры – латентные отклики (*latent response*). В результате факторная модель линейно связывает латентные отклики (а не наблюдаемые индикаторы как в случае с интервальными переменными) со значениями изучаемого общего латентного фактора (рис. 2). Модель с порядковыми индикаторами  $X_{ijk}$ , являющимися дискретизированными версиями интервальных латентных переменных  $X_{ijk}^*$  (на основании допущения, принимаемого исследователем), имеет вид:

$$X_{ijk}^* = \tau_{jk} + \lambda_{jk} \xi_{ik} + \varepsilon_{ijk}, \quad (2)$$

где  $X_{ijk}^*$  – значение  $j$ -го латентного отклика для  $i$ -го индивида в  $k$ -й группе,  $\tau_{jk}$  – латентный интерцепт,  $\lambda_{jk}$  – факторная нагрузка,  $\xi_{ik}$  – оценка латентного фактора,  $\varepsilon_{ijk}$  – остаток [8, р. 215].

Математическое ожидание ( $\mu^*$ ) и дисперсия ( $\sigma^*$ )  $X_{ijk}^*$  определяются выражениями:

$$\begin{aligned} \mu^* &= \tau + \lambda\kappa, \\ \sigma^* &= \lambda^2\varphi + \theta, \end{aligned}$$

где  $\kappa$  – среднее общего латентного фактора,  $\varphi$  – дисперсия общего латентного фактора,  $\theta$  – дисперсия остатка [11, р. 3].

Корреляции между латентными откликами используются для оценки значений параметров факторной модели с порядковыми переменными. Интервальные латентные отклики выражаются как дискретные значения с набором порогов (*thresholds*). Таким образом, распределение каждого конкретного наблюдаемого порядкового индикатора определяется распределением латентного отклика для данного индикатора посредством вычисления набора пороговых параметров  $v$ .

$$X_{ijk}^* = m, \text{ если } v_{jkm} < X_{ijk}^* \leq v_{jk(m+1)},$$

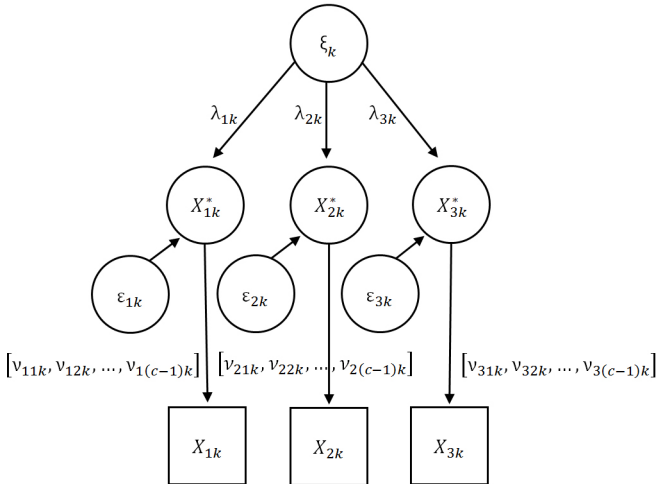
где  $v_{jkm}$  обозначает пороговое значение для  $m = 0, 1, \dots, c$  порядковых категорий для  $j$ -го индикатора, при этом крайние пороговые

значения определены априорно ( $v_{jk0} = -\infty$ ;  $v_{jk(c+1)} = +\infty$ ), оставшиеся пороговые значения варьируются по группам и переменным-индикаторам [8, p. 215].

Пусть  $X_{ik} = \{X_{i1k}, X_{i2k}, \dots, X_{ipk}\}$  есть вектор наблюдаемых значений для  $i$ -го индивида и  $p$  переменных в  $k$ -й группе с размерностью  $1 \times p$ ;  $X_{ik}^*$  аналогичный вектор оценок латентных откликов. Модель (2) основана на допущении о многомерной нормальности распределения латентных откликов  $X_{ijk}^*$  для наблюдаемых индикаторов  $X_{ijk}$ :

$$X_{ik}^* \sim \text{MVN}(\mu_k^*, \sigma_k^*).$$

Наблюдаемые значения  $X_{ik} = \{X_{i1k}, X_{i2k}, \dots, X_{ipk}\}$  не позволяют одновременно идентифицировать и пороговые значения, и параметры латентных откликов ( $\mu_k^*, \sigma_k^*$ ). Для идентификации модели необходимо ввести дополнительные ограничения на значения некоторых параметров, подробнее эти ограничения будут рассмотрены ниже.



**Рис. 2. Однофакторная модель с 3 порядковыми переменными-индикаторами для  $k$  групп**

### *Проверка измерительной инвариантности: случай порядковых данных*

В рамках классического МКФА измерительная инвариантность может трактоваться как инвариантность условного распределения наблюдаемых переменных  $X_{ijk}$  для заданного значения фактора  $\xi_{ik}$  среди анализируемых групп. При соблюдении допущения о нормальном распределении наблюдаемых переменных измерительная инвариантность выполняется, если условные средние и дисперсия (а также ковариация) наблюдаемых значений  $X_{ijk}$  при заданном значении фактора  $\xi_{ik}$  не зависят от принадлежности  $X_{ijk}$  к той или иной группе [8, р. 214].

В отличие от случая с интервальными переменными факторная модель для порядковых данных только косвенно определяет значения измеряемых латентных переменных посредством оценки вероятностей, связанных с измеренными наблюдаемыми переменными. Определение измерительной инвариантности в этом случае основано на условных вероятностях для различных наблюдаемых переменных при заданных оценках общих латентных факторов, т.е. измерительная инвариантность для  $X_{ijk}$  в зависимости от  $\xi_{ik}$  и от принадлежности к той или иной изучаемой группе устанавливается, если для любых  $i, j, k$  справедливо равенство [10, р. 483]:

$$P_k(X_{ijk} = x | \xi_{ik}) = P(X_{ijk} = x | \xi_{ik}).$$

Другими словами, условная вероятность того или иного значения  $X_{ijk}$  при заданном значении общего латентного фактора  $\xi_{ik}$  не зависит от групповой принадлежности. Для того чтобы это условие выполнялось, необходимо чтобы и само условное распределение  $X_{ik}^*$  при заданном значении  $\xi_{ik}$  было инвариантно среди анализируемых групп. С учетом допущения о многомерной нормальности распределения инвариантность будет устанавливаться в случае, если для любого  $k$  справедливо:

$$\begin{aligned} E(X_{ik}^* | \xi_{ik}) &= \tau + \lambda \xi_{ik}, \\ \text{cov}(X_{ik}^* | \xi_{ik}) &= \theta_k. \end{aligned}$$

где  $\lambda$  – матрица факторных нагрузок,  $\theta_k$  – диагональная матрица дисперсий остатков [10, р. 483].

Данные условия сами по себе не являются достаточными для установления инвариантности, так как они не затрагивают связь общего латентного фактора с наблюдаемыми переменными. Для того чтобы учесть эту связь необходимо еще одно дополнительное условие:

$$v_{jkm} = v_{jm}, \text{ для } m = 0, 1, \dots, c \text{ и } j = 1, 2, \dots, p \text{ для любого } k.$$

Так как пороги определяют вид распределения порядковых индикаторов, измерительная инвариантность порядковых переменных устанавливается на основе инвариантности пороговых значений ( $v_{jk1}, v_{jk2}, \dots, v_{jkc}$ ) наряду с другими параметрами факторной модели ( $\lambda, \theta, \tau$ ) [10, р. 483–484].

Специфика идентификации факторной модели в случае анализа порядковых данных предполагает вычисление так называемого масштабирующего коэффициента ( $\Delta_k$ , *scaling factor*), который позволяет утверждать, что латентные переменные для индикаторов измерены по одной шкале:

$$\Delta_k = 1/\sqrt{\sigma^*}.$$

В зависимости от того, какие именно параметры (масштабирующие коэффициенты  $\Delta_k$  или дисперсии остатков  $\theta_k$ ) будут свободно оцениваться в модели, исследователь устанавливает подходящий для конкретных задач тип параметризации модели. В рамках многогруппового конфирматорного факторного анализа порядковых данных доступны два типа параметризации – дельта-параметризация и тэта-параметризация [11]. При дельта-параметризации масштабирующие коэффициенты в референтной группе приравниваются к единице, в остальных группах данные параметры оцениваются свободно [11, р. 9]:

$$\theta_k = \Delta_k^{-2} - \lambda_k^2 \phi_k.$$

При таком типе параметризации масштабирующие коэффициенты, в отличие от дисперсии остатков, рассматриваются как параметры модели. В случае тэта-параметризации, наоборот,



дисперсии остатков рассматриваются как свободные параметры модели, а масштабирующие коэффициенты определяются следующим образом [11, р. 9]:

$$\Delta_k^2 = \lambda_k^2 \phi_k + \theta_k.$$

При этом значения дисперсий остатков в референтной группе приравняются к единице, в остальных группах оцениваются свободно. Данный тип параметризации позволяет оценить модель равенства дисперсий остатков, соответственно, эта-параметризация является предпочтительной в случае проведения тестов инвариантности высокого уровня.

Проверка измерительной инвариантности включает в себя несколько последовательных этапов или шагов. Ниже описаны модели измерительной инвариантности, которые приводятся в статье Миллсапа и Юн-Тейн [10] для тестирования инвариантности в случае, когда наблюдаемые порядковые индикаторы содержат более двух категорий, а сама факторная модель не предполагает перекрестных нагрузок и корреляций остатков (*congeneric model*). В дальнейшем данные модели будут применены для анализа измерительной инвариантности латентного фактора «гендерный эгалитаризм».

### Модель 1 (базовая модель, конфигурационная инвариантность)

Базовая модель предполагает, что один и тот же паттерн факторных нагрузок воспроизводится в каждой из изучаемых групп. Данная модель должна изначально отличаться хорошим качеством, что в дальнейшем позволит последовательно провести проверки других, более строгих, типов инвариантности. Так как общий латентный фактор и лежащие в его основе латентные переменные для наблюдаемых индикаторов не имеют собственных шкал и единиц измерения, то в целях идентификации модели, и, в частности, идентификации шкал, необходимо зафиксировать ряд параметров.

1. Латентные интерцепты для всех индикаторов приравняются к нулю в каждой группе ( $\tau_{1k} = \tau_{2k} = \dots = \tau_{jk} = 0$ ).

2. Одна из факторных нагрузок приравнивается к 1 в каждой группе (как правило, факторная нагрузка для первой переменной-индикатора, упоминаемой в коде (референтная переменная):  $\lambda_{11} = \lambda_{12} = \dots = \lambda_{1k} = 1$ ).

3. Одно пороговое значение на каждую переменную-индикатор приравнивается во всех группах (как правило, первое пороговое значение:  $v_{111} = v_{121} = \dots = v_{1k1}$ ;  $v_{211} = v_{221} = \dots = v_{2k1}$ ;  $v_{j11} = v_{j21} = \dots = v_{jk1}$ ).

4. Одно дополнительное пороговое значение для переменной-индикатора с зафиксированной факторной нагрузкой приравнивается во всех группах (как правило, второе пороговое значение:  $v_{112} = v_{122} = \dots = v_{1k2}$ ).

5. Средняя латентного фактора приравнивается к нулю в референтной группе (как правило, в первой группе:  $\kappa_1 = 0$ ).

6. В референтной группе все дисперсии остатков (для случая тэта-параметризации) или масштабирующие коэффициенты (для случая дельта-параметризации) приравниваются к 1 ( $\theta_1 = 1$  или  $\Delta_1 = 1$  соответственно).

### Модель 2 (инвариантность факторных нагрузок, слабая инвариантность)

Модель инвариантности факторных нагрузок предполагает, что шкалы латентных откликов одинаковы во всех анализируемых группах. Однако, так как латентные отклики полагаются интервальными, а модель основана на допущении и многомерной нормальности распределения, то это условие не может гарантировать инвариантности наблюдаемых переменных-индикаторов. Такая модель соотносится с моделью слабой (или метрической)<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> В анализе измерительной инвариантности в случае интервальных переменных принято использовать термины «метрическая инвариантность» и «скалярная инвариантность», которые подразумевают слабый и сильный типы инвариантности соответственно. Для анализа порядковых переменных в литературе, как правило, эти термины не используются, но различаются слабая (инвариантность

инвариантности в случае интервальных переменных. Как следует из названия модели, к уже установленным на этапе базовой модели добавляется одно дополнительное ограничение: факторные нагрузки для каждого из индикаторов приравниваются во всех группах.

*Модель 3 (инвариантность пороговых значений, сильная инвариантность)*

В данной модели пороговые значения для перехода от одной категории к последующей устанавливаются одинаковыми для каждой переменной-индикатора во всех анализируемых группах. Такая модель предполагает идентичность порядковых шкал для наблюдаемых переменных-индикаторов во всех группах, или, другими словами, одинаковое разбиение переменных-индикаторов на категории. Данный тип инвариантности соотносится с сильной (или скалярной) инвариантностью для случая интервальных переменных. Достижение данного типа инвариантности позволяет сравнивать средние общего латентного фактора по группам.

Зачастую требования полной инвариантности оказываются слишком строгими и не выполняются, в этом случае прибегают к дополнительным проверкам – тестам на частичную инвариантность [15]. Частичная инвариантность может быть установлена в случае, если некоторые из пороговых значений и/или факторных нагрузок для каждой (или некоторых) переменной-индикатора будут оцениваться свободно (при условии инвариантности остальных пороговых значений или факторных нагрузок для тех же переменных).

---

факторных нагрузок) и сильная инвариантность (инвариантность факторных нагрузок и порогов), а также проводится параллель между этими двумя типами инвариантности и метрической и скалярной инвариантностью (при этом, как будет показано ниже, некоторые авторы и вовсе не считают оправданным выделение различных типов инвариантности для порядковых данных).

В настоящее время проверка измерительной инвариантности может быть выполнена с помощью таких статистических программ как LISREL, Amos, Mplus, а также в среде  $R$  (пакеты lavaan и OpenMx).

## *Данные*

Основным исследовательским фокусом «Арабского барометра» выступает отношение респондентов к вопросам политического характера: эффективность политических институтов, электоральное поведение, функционирование избирательной системы, коррупция, отношение к демократии и т.п. Также в анкете выделен блок социально-культурной и религиозной тематики, где несколько вопросов посвящены роли женщины в публичной и частной жизни. На сегодняшний день собрано три волны данных, однако большой блок вопросов, посвященных гендерным отношениям, был сокращен к третьей волне лишь до трех единиц анкеты, которые не позволяют построить модель с хорошими значениями статистик согласия. Таким образом, для построения модели и тестирования инвариантности будут использоваться данные первой волны. Инвариантность будет проверяться на данных 5 стран, выборки по которым достаточно большие и сопоставимы по размеру (величина выборки колеблется от  $N = 1099$  в Иордании до  $N = 1241$  в Палестине; страны с малым количеством данных не включены в анализ – Бахрейн ( $N = 435$ ), Йемен ( $N = 717$ )).

В качестве индикаторов для латентной переменной «гендерный эгалитаризм» взяты следующие утверждения:

1. Женщина может работать вне дома, если она этого хочет. (V1)
2. Женщина может быть президентом или премьер-министром в мусульманской стране. (V2)
3. Мужчины и женщины должны иметь равные профессиональные возможности и зарплаты. (V3)
4. Женщина может самостоятельно путешествовать за границей, если она этого хочет. (V4)

Респондентам предлагается оценить степень своего согласия с данными утверждениями с помощью шкалы Ликерта с четырьмя градациями («полностью согласен», «согласен», «не согласен», «полностью не согласен»; см. рис. 3).

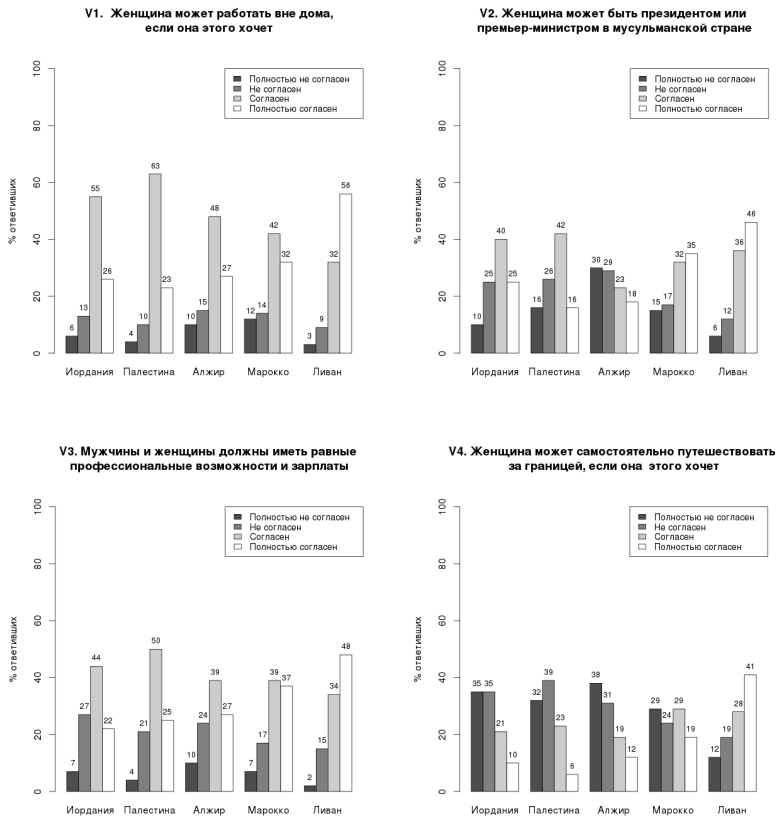


Рис. 3. Распределение ответов респондентов по 5 странам, % ответивших

Необходимо отметить, что данные единицы анкеты заведомо накладывают ограничения на анализируемый теоретический конструкт «гендерный эгалитаризм», так как отражают установки респондентов в отношении гендерного равенства в публичной жизни и ничего не говорят об отношении опрошенных к роли женщины в частной жизни. Соответственно, под понятием «гендерный эгалитаризм» будем подразумевать степень поддержки (или одобрения) гендерного равенства в публичной сфере. Для построения статистических моделей ответы респондентов были закодированы по шкале от 0 («полностью не согласен») до 3 («полностью согласен»).

Как показано в *табл. 1*, данные содержат относительно малое количество пропущенных значений (менее 3% по каждой из наблюдаемых переменных), поэтому мы, с учетом большого размера выборок по странам, используем довольно строгий метод работы с отсутствующей информацией – удаление всей строки в массиве данных (*listwise*).

Таблица 1

РАСПРЕДЕЛЕНИЕ ОТВЕТОВ РЕСПОНДЕНТОВ

	Полностью согласен	Согласен	Не согласен	Полностью не согласен	Затрудняюсь ответить	Отказ от ответа
V1	2126 (32,22%)	3162 (47,92%)	772 (11,7%)	432 (6,55%)	66 (1%)	40 (0,61%)
V2	1759 (26,66%)	2254 (34,16%)	1403 (21,26%)	992 (15,03%)	151 (2,29%)	40 (0,61%)
V3	2077 (31,48%)	2674 (40,53%)	1308 (19,82%)	378 (5,73%)	114 (1,73%)	47 (0,71%)
V4	1125 (17,05%)	1584 (24,01%)	1904 (28,86%)	1827 (27,69%)	101 (1,53%)	56 (0,85%)

## *Проверка измерительной инвариантности латентного фактора «гендерный эгалитаризм»*

Прежде чем приступить к проверке инвариантности построим модель, в которой будут свободно оценены все факторные нагрузки и пороги<sup>1</sup> (см. п. 1 Приложения). Такая модель позволит сделать предварительный анализ, оценить показатели качества модели и степень схожести оценок параметров моделей среди групп. Для оценки моделей будем ориентироваться на следующие пороговые значения основных критериев качества:  $CFI > 0,95$ ,  $RMSEA < 0,06$ ,  $SRMR < 0,08$  будут соответствовать хорошей модели [16, р. 27–28], при условии хороших значений показателей  $CFI$  и  $SRMR$  будем считать приемлемым значение  $RMSEA < 0,08$  [17, р. 144].

Модель включает в себя данные по 5 арабским странам (Ливан, Алжир, Марокко, Палестина, Иордания). Исходя из полученных значений критериев качества модели можно сказать, что теоретическая модель соответствует данным ( $CFI = 0,998$ ,  $RMSEA = 0,057$ ,  $SRMR = 0,020$ ), и мы можем перейти непосредственно к проверке измерительной инвариантности общего латентного фактора.

В соответствии с описанными выше этапами проверки измерительной инвариантности построен ряд факторных моделей (п. 2–5 Приложения) и получены следующие результаты (см. табл. 2). Показатели качества модели позволяют однозначно утверждать, что конфигурационная инвариантность выполняется. В отношении слабой инвариантности мы также можем сказать, что данный тип инвариантности устанавливается. Однако сильная инвариантность

---

<sup>1</sup> Такая модель оценивается в пакете lavaan по умолчанию за счет фиксации всех остаточных дисперсий. Используется эстиматор DWLS (*diagonally weighted least squares*), lavaan автоматически применяет данный эстиматор в случае анализа порядковых переменных.

не достигается, об этом говорит, во-первых, сильное ухудшение показателя RMSEA. Во-вторых, утверждать наличие инвариантности можно, если только ухудшение показателей качества моделей происходит в приемлемых границах. В работе Чена (2007) предложены следующие рекомендации относительно допустимого ухудшения качества моделей при проверке слабой инвариантности для выборок с  $N > 300$  и соизмеримым количеством наблюдений в группах:  $\Delta CFI \geq -0,01$ ,  $\Delta RMSEA \geq 0,015$  и  $\Delta SRMR \geq 0,03$  свидетельствуют о неинвариантности, т.е. такое ухудшение параметров не позволяет принять гипотезу об инвариантности измерений. Для проверки сильной инвариантности рекомендованы чуть более строгие критерии ухудшения модели:  $\Delta CFI \geq -0,01$ ,  $\Delta RMSEA \geq 0,015$  и  $\Delta SRMR \geq 0,01$  [18]. Основываясь на данных рекомендациях, мы можем утверждать, что модель сильной инвариантности должна быть отклонена, так как помимо сильного ухудшения абсолютного значения RMSEA, изменения CFI и RMSEA относительно предыдущей модели (слабой инвариантности) также слишком велики ( $\Delta CFI = -0,022$ ,  $\Delta RMSEA = 0,029$ ).

Однако проверка показала, что частичная сильная измерительная инвариантность (модель 4) достигается. Для спецификации модели частичной сильной инвариантности были свободно оценены следующие параметры: для переменной V1 пороговое значение  $v_{13}$ , для переменной V2 пороговое значение  $v_{22}$ , для переменной V3 пороговое значение  $v_{33}$ , для переменной V4 – пороговые значения  $v_{42}$  и  $v_{43}$ . Полученные результаты для модели с частичной инвариантностью предсказуемо лучше, чем для модели 3, более того, модель 4 характеризуется приемлемыми показателями качества, а ухудшение данных критериев по сравнению с моделью 2 остается в рекомендуемых пределах. Отметим, что в модели 4 несколько ухудшается значение RMSEA, тем не менее с учетом значений показателей CFI и SRMR будем считать допустимым ухудшение RMSEA до значения 0,08. Таким образом, мы можем принять модель частичной сильной инвариантности.



Таблица 2

ПРОВЕРКА ИНВАРИАНТНОСТИ

Модель	$\chi^2$	Степени свободы	<i>p</i> -величина	CFI	RMSEA	SRMR
Модель 1 конфигурационная	47,583	10	0,000	0,998	0,057 90% C.I. (0,054; 0,075)	0,020
Модель 2 слабая	128,438	22	0,000	0,994 $\Delta = -0,004$	0,064 $\Delta = 0,007$ 90% C.I. (0,049; 0,074)	0,028 $\Delta = 0,008$
Модель 3 сильная	548,819	50	0,000	0,972 $\Delta = -0,022$	0,093 $\Delta = 0,029$ 90% C.I. (0,086; 0,100)	0,037 $\Delta = 0,009$
Модель 4 частичная сильная	233,099	30	0,000	0,988 $\Delta = -0,006^*$	0,076 $\Delta = 0,012$ 90% C.I. (0,067; 0,086)*	0,033 $\Delta = 0,005^*$

\* Изменение относительно модели 2.

Результаты анализа говорят, что модель частичной сильной инвариантности может быть принята, однако модель сильной инвариантности мы вынуждены отклонить. Такой результат свидетельствует, что мы можем сравнивать средние латентных факторов и структурные части моделей, но необходимо помнить, что ряд пороговых значений оценен свободно, т. е. в исследуемых странах некоторые пороги неинвариантны. В целом полученный результат говорит о высокой степени сравнимости показателей стран, о том, что изучаемый латентный фактор измерен одинаково, и респонденты схожим образом интерпретируют шкалы.

### *Обсуждение*

Данная статья опирается на подход к тестированию измерительной инвариантности, предложенный Миллсапом и Юн-Тейн. Однако важно понимать, что данный подход не универсален или единственно возможен. Более того, существует критика данного подхода. Например, Ву и Эстабрук утверждают, что основной недостаток подхода Миллсапа и Юн-Тейн связан с тем, что спецификация базовой модели (которая может варьироваться в терминах фиксируемых параметров) способна привести к различным оценкам шкал латентных откликов. Проблема связана с тем, что идентификационные параметры базовой модели определяют шкалы для каждого из интервальных латентных откликов, а на основе полученных шкал рассчитываются среднее и дисперсия латентных откликов. Так как оценки измерительных параметров зависят от этих шкал, ограничения, накладываемые на эти параметры среди групп, могут привести к различным результатам в зависимости от конкретной спецификации, выбранной для базовой модели [13, р. 1021]. Также Ву и Эстабрук утверждают, что модель инвариантности факторных нагрузок эквивалентна базовой модели, и тестирование инвариантности факторных нагрузок обретает смысл только в условиях установленного факта наличия инвариантности порогов [13, р. 1023].

В целом на сегодняшний день мы не можем говорить о существовании единого, принятого научным сообществом подхода к оценке измерительной инвариантности в случае анализа порядковых переменных (хотя для интервальных переменных, как для более простого случая, определенные конвенции сформулированы). В частности, в работе Давидова и коллег описывается «одноступенчатый» подход. Авторы утверждают, что в случае порядковых переменных не имеет смысла выделение последовательных этапов проверки инвариантности и, соответственно, выделение самих типов инвариантности. Таким образом, проверка инвариантности в случае порядковых переменных предполагает оценивание единственной модели, в которой измерительные параметры приравниваются во всех группах одновременно (модель сильной инвариантности) [7, p. 161].

Отметим, что требования предъявляемые к моделям инвариантности в рамках конфирматорного факторного анализа чрезвычайно строги и на деле редко выполняются, более того, такие требования зачастую оказываются неоправданными и могут привести к неправильным выводам. Этой проблеме посвящена отдельная дискуссия в литературе. В частности, ряд авторов считают, что принятие решения об инвариантности должно основываться не только на чисто статистических, но и на содержательных аргументах [19; 20; 21]. Например, Мьюлман предлагает оценивать то, как снятие ограничений инвариантности с конкретного интерцепта отразится на оценке средней латентного фактора. Такой подход предполагает соотнесение ожидаемого изменения интерцепта (*EPC, expected parameter change*) с изменениями средней латентного фактора [21; 22]. Если различия интерцептов имеются и значимы, но не отражаются на средней латентного фактора, то данные интерцепты могут быть оценены в модели свободно. Таким образом, равенство интерцептов становится необходимым условием инвариантности только в том случае, если изменения данных интерцептов значимо отражаются на изменениях средней латентного фактора.

Другой подход предложен в работах Оберски, который предлагает использовать не ожидаемое изменение параметра (EPC), а несколько отличающийся показатель – ожидаемое изменение параметра(ов) интереса (EPC-interest), под параметрами интереса имеются в виду среднее латентного фактора и/или регрессионные коэффициенты для структурной части модели. Такой подход позволяет, с одной стороны, предотвратить неоправданные выводы о несравнимости групп, с другой стороны, – обнаруживает ситуации, когда параметры, интересующие исследователя, не могут быть сравнены, даже если формально модель инвариантности соответствует эмпирическим данным [19]. Принципиальное отличие использования EPC от EPC-interest заключается в том, что в первом случае оценивается ожидаемое изменение измерительного параметра, если только для этого измерительного параметра сняты ограничения инвариантности. Во втором случае оценивается ожидаемое изменение параметра интереса при снятии ограничений с измерительных параметров, т.е. оценивается чувствительность содержательной модели к ограничениям, связанным с инвариантностью ее измерительной части. Отметим, что в статье 2015 г. Оберски и соавторы описывают применение EPC-interest для оценивания измерительной инвариантности в случае порядковых переменных-индикаторов [23].

Таким образом, существуют подходы, позволяющие рассматривать проблему достижения измерительной инвариантности более гибко, ориентируясь не только на формальные статистические критерии, но и с опорой на содержательные аргументы.

## ***Заключение***

Валидность результатов социологических исследований тесно связана с качеством используемых инструментов, при этом вопрос надежности исследовательских выводов особо остро встает в случае проведения анализа на выборках, включающих

данные о нескольких популяциях, имеющих разный культурно-исторический контекст. В этом случае проверка инвариантности измерений становится важным этапом количественного анализа, необходимым условием получения надежных результатов.

В рамках данного исследования была протестирована инвариантность латентного фактора «гендерный эгалитаризм» в пяти арабских странах. На первом этапе мы построили модель со свободно оцененными факторными нагрузками и порогами. Это позволило определить качество исходной модели и перейти к следующему этапу анализа. Свободно оцененные в разных группах факторные нагрузки позволили осуществить выбор переменной-индикатора и соответствующую ей факторную нагрузку, которую необходимо зафиксировать для спецификации базовой модели. В соответствии с общепринятыми стандартами предпочтение было отдано переменной с факторной нагрузкой, демонстрирующей наименьшую вариативность среди всех групп (V2). Затем, мы приступили непосредственно к тестированию измерительной инвариантности и последовательно оценили: 1) базовую модель; 2) модель инвариантности факторных нагрузок; 3) модель инвариантности порогов; 4) модель частичной инвариантности порогов. Для спецификации модели частичной сильной инвариантности мы вновь обратились к результатам, полученным для свободно оцененной модели. Пороговые значения, которые наиболее резко отличались в разных странах, были свободно оценены в модели частичной инвариантности.

Полученные результаты позволили нам принять модель частичной сильной инвариантности, однако модель сильной инвариантности мы вынуждены были отклонить. Таким образом, можно констатировать, что общий латентный фактор измерен одинаково в пяти изучаемых странах, а респонденты из этих стран интерпретируют шкалы схожим образом. Однако, ввиду отсутствия сильной инвариантности, мы можем говорить и о существовании некоторых различий, скорее всего социально-культурного и по-

литического характера. Вопросы анкеты задавались на одном языке и в единой формулировке, опросы проходили по идентичной методологии, поэтому наиболее вероятной причиной того, что не удалось достигнуть сильной инвариантности становятся такие особенности изучаемых обществ как уровень экономического развития, специфика религиозных течений, история развития «женского вопроса» и т.п. Большое количество исследований говорит о том, что распространенное в обыденном представлении видение Арабского мира как единого и монолитного целого сильно упрощает реальное положение дел. Арабские страны, зачастую очень разные по тем или иным социально-политическим вопросам, как и любые другие страны мира, находятся в постоянном движении, не всегда последовательном, изменяясь и адаптируясь в соответствии с социальными процессами, происходящими как на уровне страны и региона, так и в глобальном масштабе.

Отдельно хочется подчеркнуть ограниченность данных в литературе о проверке измерительной инвариантности порядковых переменных. Работ, освещающих данный тип статистического анализа, несоизмеримо меньше, чем работ, описывающих инвариантность в случае интервальных переменных. Отсюда вытекает определенный информационный вакуум, отсутствие четких устоявшихся правил в вопросах спецификации модели, выборе критических порогов как для абсолютных показателей качества, так и для изменений данных показателей при переходе от менее ограниченной (в терминах числа свободных параметров) к более ограниченной модели. В большинстве случаев исследователь вынужден ориентироваться на существующие разработки в сфере анализа измерительной инвариантности интервальных данных.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. *Davidov E., Meuleman B., Cieciuch J., Schmidt P., Billiet J.* Measurement Equivalence in Cross-national Research // *Annual Review of Sociology*. 2014. Vol. 40. P. 55–75.

2. *Horn J.L., McArdle J.J.* A Practical and Theoretical Guide to Measurement Invariance in Aging Research // Experimental aging research. 1992. Vol. 18. No. 3. P. 117–144.
3. *Davidov E., Dülmer H., Schlüter E., Schmidt P., Meuleman B.* Using a Multilevel Structural Equation Modeling Approach to Explain Cross-cultural Measurement Noninvariance // Journal of Cross-Cultural Psychology. 2012. Vol. 43. No. 4. P. 558–575.
4. *Руднев М.Г.* Инвариантность измерения базовых ценностей по методике Шварца среди русскоязычного населения четырех стран // Социология: методология, методы, математическое моделирование. 2013. №. 37. С. 7–38.
5. *Vandenberg R.J., Lance C.E.* A Review and Synthesis of the Measurement Invariance Literature: Suggestions, Practices, and Recommendations for Organizational Research // Organizational Methods Research. 2000. Vol. 3. No. 1. P. 4–70.
6. *Van de Schoot R., Lugtig P., Hox J.* A Checklist for Testing Measurement Invariance // European Journal of Developmental Psychology. 2012. Vol. 9. No. 4. P. 486–492.
7. *Davidov E., Datler G., Schmidt P., Schwartz S.* Testing the Invariance of Values in the Benelux Countries with the European Social Survey: Accounting for Ordinality // Cross-cultural Analysis: Methods and Applications / Ed. E. Davidov, P. Schmidt, Y. Billiet. N.Y.: Taylor & Francis Group, 2011. P. 149–171.
8. *Kim E.S., Yoon M.* Testing Measurement Invariance: A Comparison of Multiple-group Categorical CFA and IRT // Structural Equation Modeling. 2011. Vol. 18. No. 2. P. 212–228.
9. *Liu Y., Millsap R.E., West S.G., Tein J.Y., Tanaka R., Grimm K.J.* Testing Measurement Invariance in Longitudinal Data With Ordered-Categorical // Psychological Methods. Advance online publication. 2016.
10. *Millsap R.E., Yun-Tein J.* Assessing Factorial Invariance in Ordered-categorical Measures // Multivariate Behavioral Research. 2004. Vol. 39. No. 3. P. 479–515.
11. *Muthén B.O., Asparouhov T.* Latent Variable Analysis with Categorical Outcomes: Multiple-Group and Growth Modeling in Mplus // Mplus Web Note. 2002. No. 4.
12. *Sass D.A., Schmitt T.A., Marsh H.W.* Evaluating Model Fit With Ordered Categorical Data Within a Measurement Invariance Framework: A Comparison of Estimators // Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal. 2014. Vol. 21. No. 2. P. 167–180.
13. *Wu H., Estabrook R.* Identification of Confirmatory Factor Analysis Models of Different Levels of Invariance for Ordered Categorical Outcomes // Psychometrika. 2016. Vol. 81. No. 4. P. 1014–1045.
14. *Xing C., Hall J.A.* Confirmatory Factor Analysis and Measurement Invariance Testing with Ordinal Data: An Application in Revising the Flirting Styles Inventory // Communication Methods and Measures. 2015. Vol. 9. No. 3. P. 123–151.

15. *Byrne B., Shavelson R., Muthén B.* Testing for the Equivalence of Factor Covariance and Mean Structures: The Issue of Partial Measurement in Variance // *Psychological Bulletin*. 1989. Vol. 105. No. 3. P. 456–466.

16. *Hu L., Bentler P.M.* Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria Versus New Alternatives // *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*. 1999. Vol. 6. No. 1. P. 1–55.

17. *Browne M.W., Cudeck R.* Alternative Ways of Assessing Model Fit // *Testing Structural Equation Models* / Ed. K. Bollen, J. Long. SAGE Publications, Inc., 1993. P. 136–162.

18. *Chen F.F.* Sensitivity of Goodness of Fit Indexes to Lack of Measurement Invariance // *Structural Equation Modeling*. 2007. Vol. 14. No. 3. P. 464–504.

19. *Oberski D.L.* Evaluating Sensitivity of Parameters of Interest to Measurement Invariance in Latent Variable Models // *Political Analysis*. 2014. Vol. 22. No. 1. P. 45–60.

20. *Saris W.E., Satorra A., Sörbom D.* The Detection and Correction of Specification Errors in Structural Equation Models // *Sociological Methodology* / Ed. C.C. Clogg. Washington, 1987. P. 105–129.

21. *Saris W.E., Satorra A., Van der Veld W.M.* Testing Structural Equation Models or Detection of Misspecifications? // *Structural Equation Modeling*. 2009. Vol. 16. No. 4. P. 561–582.

22. *Meuleman B.* When Are Item Intercept Differences Substantively Relevant in Measurement Invariance Testing? // *Methods, Theories, and Empirical Applications in the Social Sciences* / Ed. S. Salzborn, E. Davidov, J. Reinecke. VS Verlag für Sozialwissenschaften, 2012. P. 351.

23. *Oberski D.L., Vermunt J.K., Moors G.B.D.* Evaluating Measurement Invariance in Categorical Data Latent Variable Models with the EPC-interest // *Political Analysis*. 2015. Vol. 23. No. 4. P. 550–563.



## Приложение

### *Код для программы R (пакет lavaan)*

1. Спецификация модели со свободно оцененными порогами и факторными нагрузками (GE – общий латентный фактор «гендерный эгалитаризм»):

```
GE<- «GE =~ V1+V2+V3+V4»  
model <- cfa(GE, data, group=»country»,  
             ordered=c(«V1», «V2», «V3», «V4»),  
             parameterization=»theta», missing=»listwise»,  
             estimator=»DWLS», std.lv=T)
```

#### Проверка измерительной инвариантности.

2. Спецификация базовой модели:

```
GE1<- «GE =~ V2+V1+V3+V4  
V1| c(t11, t11, t11, t11, t11)*t1 + t2 + t3  
V2| c(t21, t21, t21, t21, t21)*t1 + t2 + c(t23, t23, t23, t23,  
t23)*t3  
V3| c(t31, t31, t31, t31, t31)*t1 + t2 + t3  
V4| c(t41, t41, t41, t41, t41)*t1 + t2 + t3  
GE ~ c(0, NA, NA, NA, NA)*1  
V1 ~~ c(1, NA, NA, NA, NA)*V1  
V2 ~~ c(1, NA, NA, NA, NA)*V2  
V3 ~~ c(1, NA, NA, NA, NA)*V3  
V4 ~~ c(1, NA, NA, NA, NA)*V4»  
baseline <- cfa(GE1, data, group = "country",  
                ordered=c("V1", "V2", "V3", "V4"),  
                parameterization="theta", missing="listwise",  
                estimator="DWLS", std.lv=F)
```

3. Спецификация модели инвариантности факторных нагрузок:

```
GE2<-»GE =~ V2+V1+V3+V4  
V1| c(t11, t11, t11, t11, t11)*t1 + t2 + t3  
V2| c(t21, t21, t21, t21, t21)*t1 + t2 + c(t23, t23, t23, t23,  
t23)*t3
```

```
V3| c(t31, t31, t31, t31, t31)*t1 + t2 + t3
V4| c(t41, t41, t41, t41, t41)*t1 + t2 + t3
GE ~ c(0, NA, NA, NA, NA)*1
V1 ~~ c(1, NA, NA, NA, NA)*V1
V2 ~~ c(1, NA, NA, NA, NA)*V2
V3 ~~ c(1, NA, NA, NA, NA)*V3
V4 ~~ c(1, NA, NA, NA, NA)*V4»
loadings <- cfa(GE2, data, group = "country",
                group.equal = "loadings",
                ordered=c("V1", "V2", "V3", "V4"),
                parameterization="theta", missing="listwise",
                estimator="DWLS", std.lv=F)
```

#### 4. Спецификация модели инвариантности порогов:

```
GE3<- "GE =~ V2+V1+V3+V4
GE ~ c(0, NA, NA, NA, NA)*1
V1 ~~ c(1, NA, NA, NA, NA)*V1
V2 ~~ c(1, NA, NA, NA, NA)*V2
V3 ~~ c(1, NA, NA, NA, NA)*V3
V4 ~~ c(1, NA, NA, NA, NA)*V4»
thresholds <- cfa(GE3, data, group = "country",
                  group.equal =c("loadings", "thresholds"),
                  ordered= c("V1", "V2", "V3", "V4"),
                  parameterization="theta", missing="listwise",
                  estimator="DWLS", std.lv=F)
```

#### 5. Спецификация модели частичной инвариантности порогов:

```
GE3partial<->GE =~ V2+V1+V3+V4
V1| c(t11, t11, t11, t11, t11)*t1 + c(t12, t12, t12, t12,
t12)*t2 + t3
V2| c(t21, t21, t21, t21, t21)*t1 + t2 + c(t23, t23, t23, t23,
t23)*t3
V3| c(t31, t31, t31, t31, t31)*t1 + c(t32, t32, t32, t32,
t32)*t2 + t3
V4| c(t41, t41, t41, t41, t41)*t1 + t2 + t3
GE ~ c(0, NA, NA, NA, NA)*1
V1 ~~ c(1, NA, NA, NA, NA)*V1
V2 ~~ c(1, NA, NA, NA, NA)*V2
V3 ~~ c(1, NA, NA, NA, NA)*V3
```

## *Проверка измерительной инвариантности...*

---

```
V4 ~~ c(1, NA, NA, NA, NA)*V4»
partialthresholds <- cfa(GE3partial, data, group = "country",
  group.equal = "loadings",
  ordered= c("V1", "V2", "V3", "V4"),
  parameterization="theta",
  missing="listwise",
  estimator="DWLS", std.lv=F)
```

**Strebkova Olga**

National Research University Higher School of Economics (NRU HSE),  
Saint Petersburg, ostrebkova@hse.ru

**Ponarin Eduard**

National Research University Higher School of Economics (NRU HSE),  
Saint Petersburg, eponarin@hse.ru

**Kostenko Veronica**

National Research University Higher School of Economics (NRU HSE),  
Saint Petersburg, vvkostenko@hse.ru

**Checking measurement invariance: the case of ordinal variables  
(exemplified by gender egalitarianism in the Arab countries)**

Comparative cross-national studies have given an opportunity to estimate attitudes and values worldwide. However, the amount of data keeps growing and compatibility of various waves and country samples becomes methodologically problematic. The relevant literature is still missing; many particularities haven't received sufficient coverage, especially those concerning such sophisticated cases as ordinal variables. We aim at demonstrating the mechanism for checking measurement invariance of the latent factor that we call "gender egalitarianism" employing the first wave of the "Arab Barometer" project. We deploy multi-group confirmatory factor analysis (CFA) to build a model based on four ordinal variables coded from 0 to 3. We check measurement invariance of the "gender egalitarianism" latent factor in a number of ways and attain partial strong invariance in 5 countries of the sample.

*Keywords:* measurement invariance, confirmatory factor analysis of ordinal variables, gender egalitarianism, Arab Barometer

**References**

1. Davidov E., Meuleman B., Cieciuch J., Schmidt P., Billiet J. Measurement equivalence in cross-national research, *Annual Review of Sociology*, 2014, 40, 55–75.
2. Horn J.L., McArdle J.J. A practical and theoretical guide to measurement invariance in aging research, *Experimental aging research*, 1992, 18 (3), 117–144.

3. Davidov E., Dülmer H., Schlüter E., Schmidt P., Meuleman B. Using a multilevel structural equation modeling approach to explain cross-cultural measurement noninvariance, *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 2012, 43 (4), 558–575.
4. Rudnev M.G. Invariantnost' izmereniya bazovyh cennostej po metodike Shvarca sredi russkoyazychnogo naseleniya chetyreh stran (in Russian), *Sotsiologiya 4M (Sociology: methodology, methods, mathematical modeling)*, 2013, 37, 7–38.
5. Vandenberg R.J., Lance C.E. A Review and Synthesis of the Measurement Invariance Literature: Suggestions, Practices, and Recommendations for Organizational Research, *Organizational Methods Research*, 2000, 3 (1), 4–70.
6. Van de Schoot R., Lugtig P., Hox J. A checklist for testing measurement invariance, *European Journal of Developmental Psychology*, 2012, 9 (4), 486–492.
7. Davidov E., Datler G., Schmidt P., Schwartz S. “Testing the invariance of values in the Benelux countries with the European Social Survey: Accounting for ordinality”, in: Davidov E., Schmidt P., Billiet Y. (eds) *Cross-cultural analysis: Methods and applications*. N.Y.: Taylor & Francis Group, 2011. P. 149–171.
8. Kim E.S., Yoon M. Testing measurement invariance: A comparison of multiple-group categorical CFA and IRT, *Structural Equation Modeling*, 2011, 18 (2), 212–228.
9. Liu Y., Millsap R.E., West S.G., Tein J.Y., Tanaka R., Grimm K.J. Testing Measurement Invariance in Longitudinal Data With Ordered-Categorical, *Psychological Methods*. Advance online publication, 2016.
10. Millsap R.E., Yun-Tein J. Assessing factorial invariance in ordered-categorical measures, *Multivariate Behavioral Research*, 2004, 39 (3), 479–515.
11. Muthén B.O., Asparouhov T. Latent variable analysis with categorical outcomes: Multiple-group and growth modeling in Mplus, *Mplus Web Note*, 2002. N 4.
12. Sass D.A., Schmitt T.A., Marsh H.W. Evaluating Model Fit With Ordered Categorical Data Within a Measurement Invariance Framework: A Comparison of Estimators, *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 2014, 21 (2), 167–180.

13. Wu H., Estabrook R. Identification of confirmatory factor analysis models of different levels of invariance for ordered categorical outcomes, *Psychometrika*, 2016, 81 (4), 1014–1045.
14. Xing C., Hall J.A. Confirmatory Factor Analysis and Measurement Invariance Testing with Ordinal Data: An Application in Revising the Flirting Styles Inventory, *Communication Methods and Measures*, 2015, 9 (3), 123–151.
15. Byrne B., Shavelson R., Muthén B. Testing for the Equivalence of Factor Covariance and Mean Structures: The Issue of Partial Measurement in Variance, *Psychological Bulletin*, 1989, 105 (3), 456–466.
16. Hu L., Bentler P.M. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives, *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal*, 1999, 6 (1), 1–55.
17. Browne M.W., Cudeck R. “Alternative ways of assessing model fit”, in: Bollen K., Long J. (eds.) *Testing Structural Equation Models*. SAGE Publications, Inc., 1993. P. 136-162.
18. Chen F.F. Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance, *Structural equation modeling*, 2007, 14 (3), 464–504.
19. Oberski D.L. Evaluating sensitivity of parameters of interest to measurement invariance in latent variable models, *Political Analysis*, 2014, 22 (1), 45–60.
20. Saris W.E., Satorra A., Sörbom D. The detection and correction of specification errors in structural equation models, in: Clogg C.C. (ed.) *Sociological methodology*. Washington, 1987, 105–129.
21. Saris W.E., Satorra A., Van der Veld W.M. Testing structural equation models or detection of misspecifications? *Structural Equation Modeling*, 2009, 16 (4), 561–582.
22. Meuleman B. “When are item intercept differences substantively relevant in measurement invariance testing?”, in: Salzborn S., Davidov E., Reinecke J. (eds.) *Methods, Theories, and Empirical Applications in the Social Sciences*. VS Verlag für Sozialwissenschaften, 2012.
23. Oberski D.L., Vermunt J.K., Moors G.B.D. Evaluating measurement invariance in categorical data latent variable models with the EPC-interest, *Political analysis*, 2015, 23 (4), 550–563.