

ДЕМОГРАФИЯ: ВОПРОСЫ ТЕОРИИ И ПРАКТИКИ

DOI: 10.19181/population.2022.25.1.6

СТРУКТУРНЫЕ ВОЛНЫ НАСЕЛЕНИЯ РОССИИ И ЕЁ РЕГИОНОВ: ВОПРОСЫ ОЦЕНКИ И СРАВНЕНИЯ

Рыбаковский О. Л.

Федеральный научно-исследовательский социологический центр РАН
(117218, Москва, ул. Кржижановского, 24/35, к. 5)

E-mail: 1246185@mail.ru

Для цитирования:

Рыбаковский О. Л. Структурные волны населения России и её регионов: вопросы оценки и сравнения // Народонаселение. – 2022. – Т. 25. – № 1. – С. 65-79. DOI: 10.19181/population.2022.25.1.6.

Аннотация. В статье рассматриваются методологические и методические вопросы сравнительного анализа возрастных структур населения, выявления уровня их неравномерности вследствие структурных демографических волн. Рассмотрены существующие в социально-экономическом анализе коэффициенты для измерения структурных различий рядов. Данные коэффициенты исследованы с позиции возможности их применения для измерения структурных демографических волн в России в целом и в её регионах. Эти коэффициенты необходимы не только для измерения и сравнения степени различий, неравномерности возрастных структур населения отдельных территорий, но и для мониторинга данной ситуации во времени. Последнее необходимо для выработки политики сглаживания структурных демографических волн. Предложенный в статье индекс (1-R), показывающий остаточную, не описанную коэффициентом детерминации величину ковариации, можно использовать на стадии предварительного анализа различий структур, так как он рассчитывается с помощью прикладных программ и даёт общую картину уровня неравномерности рядов, ранжирует их по этому признаку. По мнению автора, наиболее адекватный измеритель различий структур — это коэффициент неравномерности (Kn), рассчитываемый по аналогии с коэффициентом вариации. Он предпочтителен на основном этапе сравнительного анализа, так как выявляет среднюю относительную меру неравномерности пар рядов, прост и понятен в интерпретации. Три других подобных коэффициента (Гатеева, Салаи, Рябцева) можно использовать в качестве дополнения для подтверждения адекватности сравнительного анализа, а также для общей оценки степени несоответствия рядов между собой с помощью привычной шкалы от нуля до единицы. Все 5 коэффициентов подходят не только для изучения возрастных структурных волн населения страны и её регионов, но и для сопоставления возрастных структур населения различных территорий между собой. Предложены рекомендации для сглаживания демографических структурных волн в России с помощью дифференцированной по времени и регионам демографической политики в области рождаемости и иммиграции.

Ключевые слова: демографические структурные волны, возрастная структура населения России и её регионов, числа живущих в данном возрастном интервале, коэффициенты неравномерности структурных рядов.

© Рыбаковский О. Л., 2022.

Введение

В современной России, помимо депопуляции, усилившейся в 2020–2021 гг. в результате пандемии COVID-19 и снижения миграционного прироста, в этот же период¹ усугубляется более масштабная проблема в области народонаселения. Это вызванная структурными волнами неравномерность демографического развития. Данные волны порождены не только катаклизмами XX в. [1], но и двумя демографическими кампаниями государства (СССР 1980-х гг. и России с 2007 г.). По нашему мнению, время начала этих кампаний было выбрано не совсем удачно с позиции смягчения проблемы неравномерности демографического и, как следствие, социально-экономического развития страны. Обе кампании начинались на этапах подъёма демографических структурных волн, добавляя к и без того улучшающейся демографической динамике меры под-

лось и приходится 80–95% всех деторождений (рис. 1). На рисунке видно, что и в 1981, и в 2007 гг. была начальная фаза роста (подъёма) демографической структурной волны численности женщин в возрасте 20–39 лет. Таким образом, рост абсолютных чисел рождений и общих коэффициентов рождаемости был практически неизбежен. Оставалось только поддерживать рост текущего суммарного коэффициента рождаемости и ощутимый видимый эффект не заставлял себя ждать. Помимо того, в начале 2000-х гг. наблюдался такой же эффект, какой был после окончания Великой Отечественной войны. Это так называемый «обратный анти-тайминг рождений», когда рождения не форсировались, а, напротив, откладывались в конце 1990-х годов. И когда политическая и экономическая ситуация в России начала успокаиваться, женщины приступили к реализации своих отложенных репродуктивных планов.

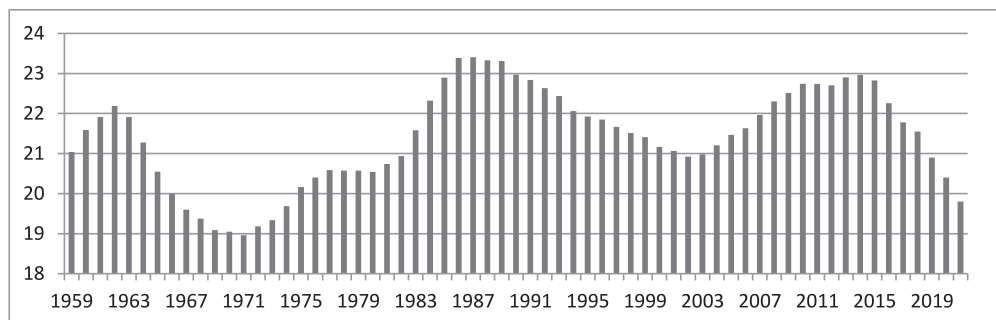


Рис. 1. Численность женщин в возрасте 20–39 лет, РФ (РСФСР), млн человек

Fig. 1. The number of women aged 20–39 years, Russia (RSFSR), million people

Источник: Росстат: [сайт]. — URL: <https://rosstat.gov.ru/> (дата обращения: 11.10.2021).

держки семьи и стимулирования рождаемости, тем самым усиливая волны вместо того, чтобы их сглаживать.

Аргументируем данное утверждение наглядно на примере динамики численности женщин России (РСФСР, РФ) наиболее активных детородных возрастов (20–39 лет), на долю которых приходи-

На практике обеих кампаний видно, что действительности мер демографической политики хватало примерно на десятилетие. Снижение «видимого эффекта» от кампаний совпадало с началом нисходящей структурной демографической волны женского контингента наиболее активных детородных возрастов. В конце 1980-х гг. добавились и другие негативные факторы, включая развал СССР и по-

¹ Все расчёты в тексте сделаны по данным Росстата: [сайт]. — URL: <https://rosstat.gov.ru/>; <https://fedstat.ru/> (дата обращения: 11.10.2021).

следовавший за этим период катаклизмов 1990-х гг., о чём неоднократно писалось в научной литературе [2].

Помимо структурного фактора, на прекращение успешности демографической политики обеих кампаний влиял и другой, не политический, а «прагматичный» фактор. При незначительном эффекте роста рождаемости в реальных поколениях либо прекращения снижения итогового уровня рождаемости в реальных поколениях женщин [3] ощутимую роль в росте текущей рождаемости во время обеих кампаний составляли «тайминговые сдвиги», сужения в календаре рождений женщин. За счёт них рождаемость росла в текущий период, но снижалась (снижается) в последующий период. После десятилетия активной политики наступает период «анти-тайминга рождений», и текущая рождаемость, исчерпав свои возможности, начинает снижаться, так как репродуктивные планы большинства женщин к этому периоду уже выполнены, как говорится, досрочно. А приток новых женских континентов наиболее активных детородных возрастов сокращается. В результате демографических волн ухудшается не только возрастная структура населения, но и вся социально-экономическая жизнь страны.

За последние 110 лет спонтанной стабилизации возрастной структуры населения России мешали факторы политического, социально-экономического, климатического или демографического характера. И почти весь этот период данная структура регулярно выходила из состояния равновесия. Вследствие данных обстоятельств возрастные структурные волны населения России и большинства её регионов необходимо сглаживать дифференцированной по времени и территориям демографической политикой, прежде всего, в области рождаемости и постоянной миграции населения. Для выстраивания во времени всего алгоритма действий в области демографии необходимо опираться на стратегию демографического развития страны. Но она, к сожалению, до

сих пор не разработана, несмотря на регулярные обоснования необходимости этого в научной литературе, в том числе, идущие от известного российского демографа Л. Л. Рыбаковского [4]. Для более аргументированного формирования демографической политики, направленной на сглаживание возрастных структурных волн населения России и её регионов, помимо разработки стратегии, необходимо проведение анализа и мониторинга проблемы.

Предлагаемый методологический подход

Вопросы для обсуждения можно сформулировать следующим образом. Как измерить «глубину» и «высоту» возрастных структурных волн, сколько «баллов» эти структурные волны составляют в настоящее время в России и её регионах, с помощью каких обобщающих характеристик можно их измерить и сравнить во времени или пространстве?

Вопрос № 1 — что сравнивать? Сравнивать нужно возрастную структуру населения России и её регионов — либо оценку на начало года, либо среднегодовую. Можно брать всё население (городские поселения и сельская местность (оба пола)). В данной работе выбрана для примеров эта совокупность, так как для нас главное — показать принципиальные моменты сравнительного анализа, а не детали. Для более обширного представления и разработки детальных мер политики можно брать возрастную структуру женщин, мужчин, в отдельности либо вместе, делая тем самым ряды длиннее в два раза. Можно также добавить разрез «город/село». Возраст может быть представлен по году (от 0 до 99 лет и возраст 100 лет и выше), либо по пятилетиям (0–4, 5–9 и так далее). Можно брать весь возрастной ряд или его часть. Данный выбор должен быть привязан к решению конкретных задач или к формированию мер политики.

Вопрос № 2 — с чем сравнивать? Сравнивать возрастные структурные волны нужно с «состоянием штиля». Этим «шти-

лем» может рассматриваться искусственно сформированная структура населения рассматриваемой территории при заданных исследователем условиях. Как и любой прогноз населения, выбор такой структуры субъективен и он будет иметь достоинства и недостатки. В качестве исходного шаблона для сравнений можно подбирать к рассматриваемому населению различные близкие по форме модели стабильного населения [5]. Но сторонние модели, «занесённые извне», по нашему мнению, трудны в интерпретации, мало годятся для того, чтобы объяснять более-менее простым языком конечному потребителю, что с чем сравнивается, и что обозначают полученные различия и показатели. Да и зачем «изобретать велосипед», когда он уже есть? Для каждого субъекта РФ каждый год Росстат рассчитывает классическую модель стабильного населения. Это есть не что иное, как элементы «Таблиц смертности и ожидаемой продолжительности жизни».

Наиболее простой в интерпретации, наглядный и адекватный вариант для сравнения возрастных структурных волн — это сравнение возрастной структуры населения со структурой, построенной по текущим возрастным коэффициентам смертности: «Числам живущих в данном возрастном интервале» или по «Числам доживающих до данного возраста». Ряды этих расчётных показателей ежегодно представляются Росстатом в «Таблицах смертности и ожидаемой продолжительности жизни» по всем субъектам РФ в разрезах пола и типа местности и служат для расчёта обобщающих показателей смертности.

Искусственная структура населения, построенная по «Числам живущих...» и «Числам доживающих...» — это замкнутая совокупность с населением, умирающим по текущим возрастным коэффициентам смертности рассматриваемого года, с постоянным уровнем рождаемости и нулевой миграцией. По своей сути это классическое стабильное население — «теоретическая модель населения с неизменны-

ми во времени возрастными интенсивностями рождаемости, смертности и возрастной структурой населения...предполагается закрытым, то есть не подверженным миграционным процессам»².

Оба ряда «Чисел...» практически идентичны между собой. К примеру, доля их ковариации превышает 99,98% по совокупностям для РФ на начало 2020 г. и за 2019 г., так как второй ряд «Чисел...» представляет собой сглаженный попарным средним арифметическим первый ряд (кроме интервала 0–1 лет). В данной статье нами выбран для демонстрации ряд «Чисел живущих в данном возрастном интервале» за 2019-й г. — последний до начала пандемии COVID-19. Взят интервал по году 1–99 лет. Первый интервал (0–1) мы не берём в силу специфики его расчёта. А последний (100 лет и старше) — из-за иной длины, непредсказуемости и высокой доли случайности его величины. Аналогичный интервальный ряд (1–99 лет) берётся и по возрастной структуре населения.

Логично ряд «Чисел живущих...» сравнивать с рядом среднегодовой численности населения за 2019 г. в интервале по году 1–99 лет. Оба ряда для корректности и удобства сравнения необходимо перевести к одинаковой по численности структуре — путём деления всех значений каждого ряда на их суммы и умножения на одно и то же число. Этим числом может быть 100 (проценты,%), 1000 (промилле,‰) 10000 (продецимилле, ‰) и так далее. В данной работе мы используем множитель 10000, то есть приведённые к единой численности совокупности имеют в сумме по 10000 человек среднегодового населения из «Чисел живущих...». И, следовательно, все абсолютные сравнения значений рядов будут выражаться в продецимилльных пунктах. По России в целом (мужчины и женщины, городская и сельская местности) за 2019 г. распределения обоих рядов выглядят следующим образом (рис. 2).

² Стабильное население // Демографический энциклопедический словарь / гл. ред. Д.И. Валентей. — Москва: Советская энциклопедия, 1985. — С. 475.

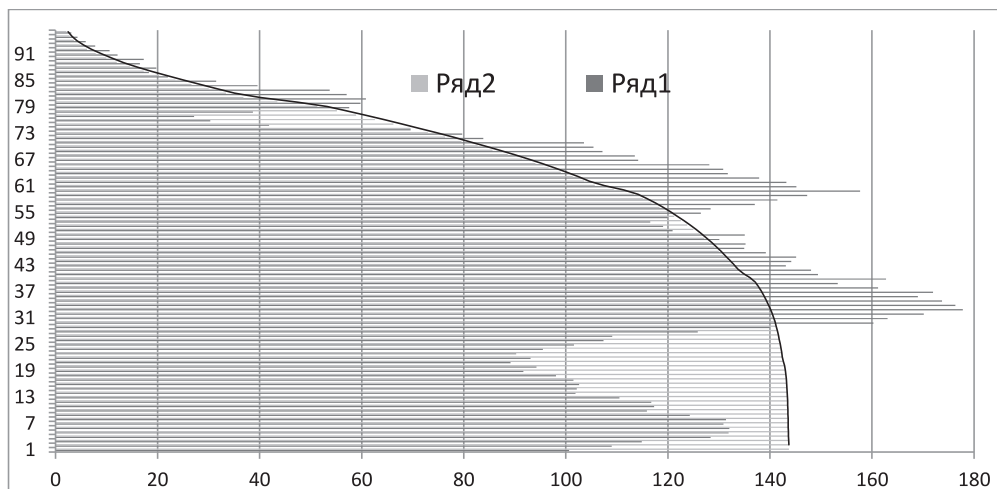


Рис. 2. Среднегодовая численности населения (ряд 1) и числа живущих в данном возрастном интервале (ряд 2), по годовым возрастным группам (1–99 лет), в расчёте на 10 тыс. человек, всё население России, 2019 год, человек

Fig. 2. Average annual population (Row 1) and Numbers of people living in this age range (Row 2), by annual age groups (1–99 years), per 10 thousand people, Russia, all population, 2019, people

Источник: Росстат: [сайт].—URL: <https://rosstat.gov.ru/> (дата обращения: 11.10.2021).

Сальдо миграции

При использовании в качестве эталона для сравнений не ряда «Чисел живущих...», а ряда «Чисел доживающих до данного возраста», при его построении из возрастных коэффициентов смертности

можно ещё учитывать и возрастное сальдо миграции. Тогда бы шло построение возрастной структуры стабильного населения с учетом миграции. Ведь в молодых возрастах до примерно 30 лет для РФ в целом эти миграции существенно компенсируют смертность населения (рис. 3).

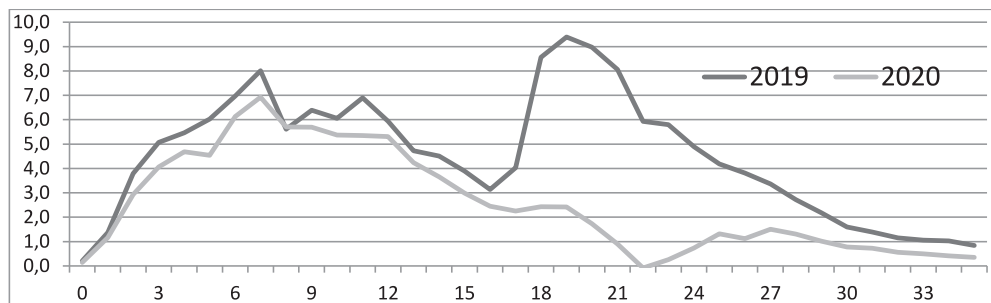


Рис. 3. Компенсация чисел умерших за счёт сальдо миграции по возрасту (лет) в разгах, всё население России, 2019 и 2020 годы

Fig. 3. Compensation of numbers of the dead due to the balance of migration by age (years), times, the entire population of the Russia, 2019 and 2020.

Источник: рассчитано по данным Росстата: [сайт].—URL: <https://rosstat.gov.ru/> (дата обращения: 11.10.2021).

До начала 2020 г. в детских и подростковых возрастах, где миграция происходит не самостоятельно, а, как правило, вместе с родителями, — даже в 2020 г. снижения уровня этой компенсации практически не было. Сильный прогиб виден в молодых трудоспособных возрастах. Связано это с тем, что в миграционный прирост постоянного населения России с 2011 г. Росстат включает и временно пребывающих мигрантов, зарегистрированных на её территории более 9 месяцев. Пандемия остановила приток таких мигрантов, и за счёт этого произошло резкое сокращение миграционного прироста в данной возрастной группе. В принципе, в «мирное время» данную возрастную добавку использовать было бы можно, но в нашем примере применять её не будем.

Методика сравнения

Имеем два ряда показателей структуры с одинаковым числом единиц (человек) — $N=10000$. Количество групп (позиций, строк) в каждом ряду равно k . У нас $k=99$ (1 год, 2 года и так далее до 99 лет). Si — ряд структуры среднегодовых численностей населения по возрастным группам i ($i=1,99$). $\sum_{i=1}^k Si = 10000\%$ (человек на 10000). Pi — ряд структуры чисел живущих в данном возрастном интервале по возрастным группам i ($i=1,99$), $\sum_{i=1}^k Pi = 10000\%$. Средние значения каждого ряда (Scp и Pcp) равны: $Scp = Pcp = \sum_{i=1}^k (Pi)/k = \sum_{i=1}^k (Si)/k$. В нашем примере это $10000/99 \approx 101\%$. Количество человек в каждой группе (позиции, строке), с одной стороны, это частота признака, но, с другой стороны, это — значение признака. Сей факт есть определённая условность, которую необходимо принять для расчёта многих обобщающих показателей структур.

Принцип сравнения структур двух рядов одного объёма и с равным числом позиций аналогичен выявлению и измере-

нию вариации ряда признаков. Только вместо сравнения значений ряда со средней величиной — два ряда сравниваются между собой. Наиболее известная и чаще всего применяемая мера вариации — это среднее квадратическое (стандартное) отклонение — δ :

$$\delta = \sqrt{\sum_{i=1}^k (Xi - Xcp)^2 / k} = \sqrt{\sum_{i=1}^k (Pi - Pcp)^2 / k} = \sqrt{\sum_{i=1}^k (Si - Scp)^2 / k}, \quad (1)$$

где Xcp , Scp , Pcp — средние арифметические величины рядов.

Возможны расчёты меры вариации с помощью знака «модуль». Получается сходный показатель — среднее линейное отклонение:

$$dl = (\sum_{i=1}^k |Xi - Xcp|) / k \quad (2)$$

Мы придерживаемся мнения о том, что модуль не является строго математическим действием, так как взаимозаменяем квадратным корнем из квадрата от переменной, и предпочтительнее использовать среднее квадратическое отклонение, чем среднее линейное. Когда два ряда структур с одинаковым числом единиц совокупности сравниваются между собой, то аналогичный среднему квадратическому отклонению индикатор, обозначим его показателем неравномерности структур, δn рассчитывается так:

$$\delta n = \sqrt{\sum_{i=1}^k (Pi - Si)^2 / k} \quad (3)$$

Например, для России за 2019 г. δn равен $24,5\%$. Это означает, что в 2019 г. по совокупности в 10 тыс. человек в возрасте от 1 до 99 лет (с годовым интервалом) по каждому возрасту среднее квадратическое (стандартное) отклонение структуры среднегодовых численностей населения от структуры чисел живущих в данном возрастном интервале составило примерно по 25 человек.

От выражения меры вариации (неравномерности) в абсолютном выражении можно перейти к относительной мере вариации (неравномерности). Для этого необходимо среднее квадратическое отклонение разделить на среднее значение по любому ряду, так как оба ряда имеют одинаковую численность (у нас $N=10000$), одинаковое число групп (у нас $k=99$) и, следовательно, одинаковые средние арифметические значения (101 человек на 10000).

Для одного ряда такой показатель называется коэффициентом вариации и рассчитывается путём деления среднего квадратического отклонения на среднее значение по ряду. В случае сравнения двух структурных рядов данный показатель (назовём его коэффициентом неравномерности — K_n) будет рассчитываться аналогично:

$$K_n = \delta n / (Pcp) * 100\% = \delta n / (Scp) * 100\% = \delta n / (N/k) * 100\% \quad (4)$$

Для России за 2019 г. K_n равен 24,3%. Это означает, что в 2019 г. среднее квадратическое (стандартное) отклонение структуры среднегодовых численностей населения от структуры чисел живущих в данном возрастном интервале составило 24,3% от среднего арифметического значения любого из двух рядов. Это и есть относительная мера различия двух рядов.

В научной и учебной литературе, в практике сравнительного анализа структурных рядов встречается ещё несколько относительных показателей, характеризующих меру различий, или уровень неравномерности таких совокупностей. Принцип их построения идентичен вышеприведённым коэффициентам вариации и неравномерности. Среднее квадратическое отклонение (показатель неравномерности структур δn) соотносится с такой арифметической комбинацией из элементов двух рядов (P_i и S_i), которая в сумме была бы не меньше числителя дроби. Таким способом достигается разброс величины получаемых относительных значений в интервале от нуля до

единицы, что и требуется для большинства коэффициентов, характеризующих различные меры в статистике (меры тесноты связи, соответствия, неравномерности и прочее).

Принцип построения данных относительных показателей также опирается на правило мажорантности средних, согласно которому чем выше показатель степени, тем больше величина средней. Это правило работает при неотрицательных значениях признака (X_i). Упрощённо (для двух величин) с использованием введённых нами обозначений часть этого правила можно представить так:

$$(P + S)/2 \geq \sqrt{P * S} \quad \text{или} \quad (P^2 + S^2)/2 \geq P * S \quad (5)$$

Чем сильнее две величины (P и S) различаются между собой, тем больше разница между левой и правой частью неравенств, и наоборот. Соответственно, разница либо соотношение между левой и правой частями используется как мера различия двух признаков.

Первый показатель сравнительного анализа структурных рядов — коэффициент K . Гатева [6]:

$$K_G = \sqrt{\sum_{i=1}^k (P_i - S_i)^2 / \left(\sum_{i=1}^k P_i^2 + \sum_{i=1}^k S_i^2 \right)} \quad (6)$$

Второй такой показатель — коэффициент структурных различий (сдвигов) А. Салаи [6]:

$$K_S = \sqrt{\left(\frac{1}{k} \right) * \sum_{i=1}^k ((P_i - S_i)^2 / (P_i + S_i)^2)} \quad (7)$$

Данный показатель, в отличие от предыдущего, учитывает число групп (позиций) в сравниваемых структурах.

Третий показатель — коэффициент структурных различий (сдвигов) В. М. Рябцева [6]:

$$K_R = \sqrt{\sum_{i=1}^k (P_i - S_i)^2 / \sum_{i=1}^k (P_i + S_i)^2} \quad (8)$$

Для третьего коэффициента построена шкала оценки меры существенности структурных различий:

«Интервал значений (характеристика меры структурных различий):

- 0,000–0,030 Тожественность структур
- 0,031–0,070 Весьма низкий уровень различий структур
- 0,071–0,150 Низкий уровень различий структур
- 0,151–0,300 Существенный уровень различий структур
- 0,301–0,500 Значительный уровень различий структур
- 0,501–0,700 Весьма значительный уровень различий структур
- 0,701–0,900 Противоположный тип структур
- 0,901 и выше Полная противоположность структур» [6].

В дополнение можно предложить ещё один коэффициент структурных различий, который, в отличие от трёх предыдущих, не требует специального расчёта, так как это делается автоматически в любых статистических программах или приложениях, а интерпретация более понятна, чем в случае с тремя выше предложенными индикаторами. Это (парный) линейный коэффициент корреляции К. Пирсона — r . Одна из нескольких формул его расчёта с использованием принятых нами обозначений для выявления корреляции и меры ковариации двух рядов признаков, P_i и S_i , выглядит следующим образом:

$$r(P_i, S_i) = \frac{[\sum_{i=1}^k (P_i * S_i) - \sum_{i=1}^k (P_i) * \sum_{i=1}^k (S_i)]}{\sqrt{[\sum_{i=1}^k P_i^2 - (\sum_{i=1}^k P_i)^2] * [\sum_{i=1}^k S_i^2 - (\sum_{i=1}^k S_i)^2]}} \quad (9)$$

Принцип построения данного показателя также опирается на правило мажорантности средних. Величина $R = r(P_i, S_i)^2$ — коэффициент детерминации, выраженный в %, показывает долю, меру ковариации двух рядов признаков,

изменений значений одного ряда относительно изменений значений другого ряда. Величина $(1 - r(P_i, S_i)^2) = 1 - R$, помноженная на 100%, показывает остаточную, не описанную коэффициентом детерминации величину ковариации, приходящуюся на другие, «случайные» факторы, то есть как раз меру несоответствия изменений значений двух рядов признаков. Это, по нашему мнению, может считаться и мерой неравномерности или различий любых рядов, в том числе, структурных.

Демонстрационный анализ

На примере России в целом, а также четырёх различных по демографическим характеристикам её регионов за 2019 г., рассчитаем пять предложенных коэффициентов структурных различий среднегодовых численностей населения и чисел живущих в данном возрастном интервале по годовым возрастным группам (1–99 лет), по совокупностям в 10 тыс. человек (коэффициенты: неравномерности K_n , Гатева, Салаи, Рябцева и $(1-R)$) — табл. 1.

Кроме значений двух показателей по Республике Дагестан, все остальные ряды показателей однонаправленно изменяются по всем пяти регионам. Можно предположить, что все эти характеристики меры неравномерности двух структур взаимно заменяемы и взаимно дополняемы. Наименьшие из четырёх регионов значения коэффициентов имеют Алтайский край и Воронежская область. Распределения по возрасту их линейных отклонений (среднегодовых численностей населения от чисел живущих в данном возрастном интервале) достаточно похожи (рис. 4).

Касательно Республики Дагестан выскажем следующие предположения. Возрастная структура населения данной северокавказской республики молодая. Она заметно отличается от возрастной структуры большинства других регионов России, да и страны в целом. Высокий уровень рождаемости и ожидаемой продолжительности жизни при рождении, одна из самых высоких в России возрастных

Таблица 1

Коэффициенты структурных различий среднегодовых численностей населения и чисел живущих в данном возрастном интервале по годовым возрастным группам (1–99 лет) по совокупностям в 10 тыс. человек, Россия и её отдельные регионы за 2019 год

Table 1

Coefficients of structural differences in the average annual numbers of the population and the numbers living in this age range, by annual age groups (1–99 years), by aggregates of 10 thousand people, the Russian Federation and its separate regions, for 2019.

	K_n , %	K_G , доли	K_S , доли	K_R , доли	(1-R), %
Россия	24,3	0,156	0,141	0,111	24,1
Воронежская область	29,2	0,188	0,152	0,134	36,2
Город Москва	32,9	0,213	0,192	0,152	41,5
Республика Дагестан	34,7	0,218	0,338	0,156	24,3
Алтайский край	27,7	0,177	0,145	0,126	30,4

Источник: рассчитано по данным Росстата: [сайт].— URL: <https://rosstat.gov.ru/> (дата обращения: 11.10.2021).

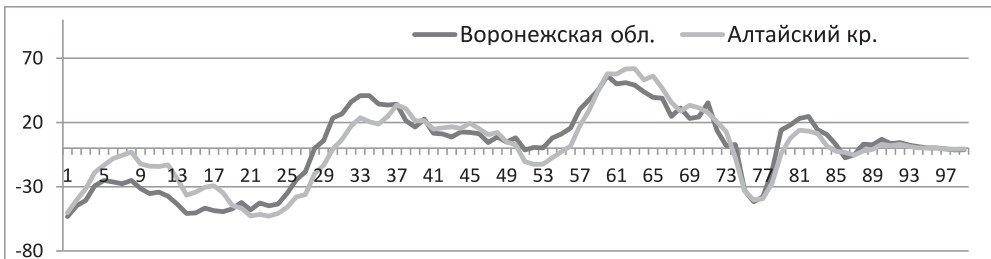


Рис. 4. Распределения по возрасту линейных отклонений среднегодовых численностей населения от чисел живущих в данном возрастном интервале по годовым возрастным группам (1–99 лет) в расчёте на 10 тыс. человек, всё население, 2019 г., человек

Fig. 4. Age distribution of linear deviations of the average annual population from the numbers living in this age interval, Voronezh Oblast and Altai Krai, by annual age groups (1–99 years), per 10 thousand people, Russia, all population, 2019, people

Источник: рассчитано по данным Росстата: [сайт].— URL: <https://rosstat.gov.ru/> (дата обращения: 11.10.2021).

аккумуляций и ответных реакций на демографическую политику 1980-х и 2000–2010-х гг., одни из самых значительных переписных исправлений в постсовет-

ский период, — это факторы, которые «искривляют» оценку уровня демографических волн в данном субъекте РФ (рис. 5).

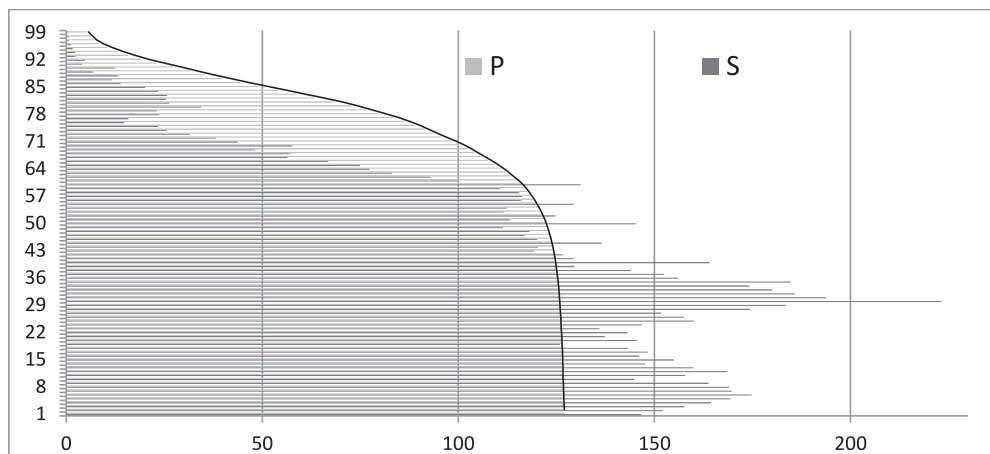


Рис. 5. Среднегодовая численности населения (ряд S) и числа живущих в данном возрастном интервале (ряд P) по годовым возрастным группам (1–99 лет) в расчёте на 10 тыс. человек, Республика Дагестан, всё население, 2019 г., человек

Fig. 5. Average annual population (Row S) and numbers of people living in this age range (Row P), by annual age groups (1–99 years), per 10 thousand people, The Dagestan Republic, all population, 2019, people

Источник: рассчитано по данным Росстата: [сайт].— URL: <https://rosstat.gov.ru/> (дата обращения: 11.10.2021).

Раз речь зашла о различиях возрастных структур регионов России, то сам собой напрашивается вопрос — можно ли с помощью тех же методов и тех же коэффициентов сравнивать возрастные структуры населения регионов между собой или, например, с возрастной структурой населения России в целом? По нашему мнению — ответ утвердительный. В качестве демонстрации приведём коэффициенты различий возрастных структур населения России с примерно половиной её регионов, представляющих все федеральные округа и имеющих численность населения около 1 млн человек и более (табл. 2). Республики Чеченская, Дагестан и Саха (Якутия) в данной совокупности имеют самые большие отличия возрастных структур населения от аналогичной структуры населения России в целом. Напротив, Краснодарский край, области Челябинская и Свердловская наиболее близки по возрастной структуре населения к России.

С помощью тех же методов и коэффициентов можно также сравнивать возрастные структуры населения регионов с возрастной структурой чисел живущих в данном возрастном интервале по России в целом (табл. 3). Как видно из этой таблицы, по структуре «Чисел живущих...», характеризующей общий уровень смертности населения России, наиболее близки к ней структуры среднегодовых численностей населения не самых благополучных регионов России — преимущественно Сибири и Дальнего Востока. Наибольшие отличия имеют первые миграционные реципиенты Европейской части страны и их ближайшее окружение, а также Чеченская Республика. Четыре первых коэффициента в табл. 3 изменяются практически одинаково. Что касается последнего коэффициента (1–R), то за исключением отдельных республик и автономий изменение его значений идёт также одинаково, как и у других показателей. По всей видимо-

Таблица 2

Коэффициенты структурных различий среднегодовых численностей населения России с её отдельными регионами, по годовым возрастным группам (1–99 лет), по совокупностям в 10 тыс. человек, всё население, за 2019 год

Table 2

Coefficients of structural differences in the average annual numbers of the population of Russia with its separate regions, by annual age groups (1–99 years), by aggregates of 10 thousand people, all population, for 2019.

Регионы	$K_n, \%$	$K_c, \text{ доли}$	$K_s, \text{ доли}$	$K_r, \text{ доли}$	$(1-R), \%$
Краснодарский край	0,60	0,03	0,04	0,02	4,1
Челябинская область	0,80	0,03	0,03	0,02	4,2
Свердловская область	1,20	0,03	0,05	0,02	5,3
Новосибирская область	1,20	0,04	0,05	0,03	5,6
Самарская область	1,40	0,04	0,04	0,03	6,0
Ростовская область	1,79	0,04	0,04	0,03	6,5
Пермский край	1,79	0,04	0,05	0,03	6,6
Нижегородская область	1,79	0,04	0,05	0,03	6,7
Приморский край	1,79	0,04	0,11	0,03	6,8
Красноярский край	1,40	0,04	0,09	0,03	6,8
Волгоградская область	1,79	0,04	0,05	0,03	6,9
Кемеровская область – Кузбасс	1,99	0,04	0,05	0,03	7,0
Республика Татарстан	1,99	0,04	0,05	0,03	7,0
Ставропольский край	2,78	0,05	0,04	0,04	8,3
Удмуртская Республика	2,58	0,05	0,08	0,04	8,3
Саратовская область	2,78	0,05	0,07	0,04	8,4
Ярославская область	2,98	0,05	0,05	0,04	8,6
Московская область	2,39	0,06	0,06	0,04	8,8
Республика Башкортостан	3,57	0,06	0,07	0,04	9,5
Архангельская область	3,57	0,06	0,05	0,04	9,5
Алтайский край	3,57	0,06	0,05	0,04	9,5
Воронежская область	4,16	0,06	0,08	0,05	10,2
Хабаровский край	3,76	0,06	0,11	0,05	10,2
Ленинградская область	4,16	0,07	0,05	0,05	10,5
Иркутская область	4,55	0,07	0,10	0,05	11,1
г. Санкт-Петербург	6,88	0,08	0,12	0,06	13,4
г. Москва	7,84	0,09	0,13	0,06	14,3
Тульская область	8,80	0,09	0,10	0,07	14,7
Забайкальский край	9,75	0,11	0,16	0,08	17,1
Республика Бурятия	12,20	0,12	0,15	0,09	19,5
Ханты-Мансийский АО – Югра	10,13	0,14	0,32	0,10	22,7
Республика Саха (Якутия)	15,36	0,15	0,25	0,10	23,4
Республика Дагестан	30,61	0,21	0,24	0,15	34,3
Чеченская Республика	52,80	0,32	0,39	0,23	53,6

Источник: рассчитано по данным Росстата: [сайт].— URL: <https://rosstat.gov.ru/> (дата обращения: 11.10.2021).

Таблица 3

Коэффициенты структурных различий чисел живущих в данном возрастном интервале по России в целом и среднегодовых численностей населения её отдельных регионов по годовым возрастным группам (1–99 лет) по совокупностям в 10 тыс. человек, всё население за 2019 год

Table 3

Coefficients of structural differences of numbers living in this age interval in Russia as a whole and the average annual numbers of the population of its separate regions, by annual age groups (1–99 years), by aggregates of 10 thousand people, the Russian Federation and its separate regions, all population, for 2019

Регионы	$K_n, \%$	$K_G, \text{ доли}$	$K_S, \text{ доли}$	$K_R, \text{ доли}$	$(1-R), \%$
Забайкальский край	18,0	0,11	0,15	0,08	10,8
Республика Саха (Якутия)	19,2	0,12	0,21	0,08	9,3
Иркутская область	20,2	0,13	0,13	0,09	15,2
Республика Бурятия	20,4	0,13	0,15	0,09	13,4
Республика Дагестан	22,4	0,14	0,19	0,10	10,9
Хабаровский край	23,1	0,15	0,12	0,10	19,5
Пермский край	23,6	0,15	0,14	0,11	21,5
Республика Башкортостан	23,8	0,15	0,15	0,11	21,6
Ставропольский край	23,9	0,15	0,14	0,11	22,1
Красноярский край	24,2	0,15	0,13	0,11	21,0
Приморский край	24,7	0,16	0,14	0,11	23,1
Удмуртская Республика	25,7	0,16	0,15	0,12	24,5
Челябинская область	25,8	0,16	0,15	0,12	25,6
Краснодарский край	25,8	0,16	0,15	0,12	26,0
Республика Татарстан	26,0	0,16	0,16	0,12	25,4
Омская область	26,3	0,17	0,15	0,12	25,8
Свердловская область	26,4	0,17	0,15	0,12	26,4
Кемеровская область – Кузбасс	26,7	0,17	0,15	0,12	26,5
Новосибирская область	27,3	0,17	0,15	0,12	27,2
Архангельская область	27,9	0,18	0,15	0,13	29,5
Ханты-Мансийский АО – Югра	28,4	0,17	0,30	0,12	18,7
Волгоградская область	28,5	0,18	0,17	0,13	31,9
Алтайский край	28,9	0,18	0,16	0,13	31,3
Ростовская область	29,1	0,18	0,16	0,13	32,4
Саратовская область	29,1	0,19	0,17	0,13	33,0
Самарская область	29,5	0,19	0,16	0,13	32,9
Ярославская область	30,2	0,19	0,18	0,14	35,5
Московская область	30,6	0,19	0,16	0,14	32,4
Нижегородская область	30,7	0,19	0,18	0,14	35,6
Воронежская область	32,2	0,21	0,20	0,15	39,4
Ленинградская область	33,9	0,21	0,18	0,15	40,3
г. Санкт-Петербург	34,5	0,22	0,21	0,16	41,5
г. Москва	36,1	0,23	0,23	0,16	45,4
Тульская область	36,7	0,23	0,22	0,17	48,7
Чеченская Республика	37,5	0,22	0,33	0,16	20,7

Источник: рассчитано по данным Росстата: [сайт]. – URL: <https://rosstat.gov.ru/> (дата обращения: 11.10.2021).

сти, специфика распределения возрастной структуры населения этих образований не позволяет с помощью последнего коэффициента идентично оценить её уровень неравномерности таким путём.

Выводы

1. Возрастную структуру населения России и большинства её регионов в настоящее время «штормит» образованными за более чем вековой период демографическими структурными волнами. Помимо войн, голода, политических и социально-экономических катаклизмов, усилению демографических структурных волн способствовали две демографические кампании — СССР 1980-х гг. и РФ с 2007 года. Они начинались на этапах подъёма демографических структурных волн, добавляя к и без того улучшающейся демографической динамике меры поддержки семьи и стимулирования рождаемости. Тем самым эти волны усиливались вместо того, чтобы сглаживаться. Неравномерность демографического развития негативно влияет на неравномерность социально-экономического развития страны. Демографические структурные волны необходимо сглаживать путём дифференцированной по времени и регионам демографической политики в сферах рождаемости и постоянной миграции населения. На демографическую политику поддержки семьи и рождаемости деньги надо откладывать «в лучшие годы», копить, возможно, в отдельном фонде. И тратить эти деньги целесообразнее не тогда, когда они появляются, как это было с 2007 г., а когда это необходимо для сглаживания демографической структурной волны. При выстраивании демографических структурных волн и их этапов (яма — подъём — пик — спуск) необходимо опираться на численность женщин наиболее активных репродуктивных возрастов 20–39 лет.

Год начала компаний по усилению поддержки рождаемости и заодно иммиграции должен начинаться не на подъё-

ме демографической структурной волны, а примерно в середине её спуска. И тогда десятилетием активной демографической политики (как за счёт подъёма уровня рождаемости в реальных поколениях женщин, так и за счёт анти-тайминга рождений, а также за счёт усиления иммиграции, в том числе, молодых семей с детьми) можно ускоренно выровнять демографическую впадину, а не усиливать пиковый подъём демографической волны. Тем самым можно сгладить демографические структурные волны населения страны и большей части её регионов.

2. Коэффициент $(1-R)$, показывающий остаточную, не описанную коэффициентом детерминации величину ковариации, можно использовать на стадии предварительного анализа различий структур, так как он мгновенно рассчитывается с помощью прикладных программ и даёт приблизительно идентичную и адекватную картину неравномерности, ранжирует различные ряды по этому признаку. Но коэффициент неравномерности (K_n) на основном этапе анализа, на наш взгляд, предпочтителен. Он выявляет среднюю относительную меру неравномерности пар рядов, прост и понятен в интерпретации. Три остальных коэффициента можно использовать в качестве дополнения для подтверждения адекватности сравнительного анализа, а также для общей оценки степени несоответствия рядов между собой с помощью привычной для конечного потребителя шкалы от нуля до единицы. Все пять коэффициентов измерения степени неравномерности структурных рядов подходят для изучения возрастных структурных волн населения страны и её регионов, а также для сопоставления возрастных структур населения различных территорий между собой.

Литература и Интернет-источники

1. **Рыбаковский, О.Л.** Рождаемость населения России и демографические волны / О.Л. Рыбаковский, О.А. Таюнова // Народонаселение. — 2017. — № 4. — С. 56–66.
2. **Рыбаковский, Л.Л.** Особенности демографического развития России: прошлое, настоящее, будущее / Л.Л. Рыбаковский, В.И. Савинков, Н.И. Кожевникова // Социально-трудовые исследования. — 2021. — № 2. — С. 132–143.
3. **Архангельский В.Н.** Рождаемость в реальных поколениях российских женщин: тенденции и региональные различия / В.Н. Архангельский // Экономика. Налоги. Право. — 2019. — Т. 12. — № 2. — С. 59–69. DOI: 10.26794/1999–849X–2019–12–2–59–69.
4. **Рыбаковский, Л.Л.** Стратегия демографического развития России: её детерминанты и многовековой вектор / Л.Л. Рыбаковский, Н.И. Кожевникова // Уровень жизни населения регионов России. — 2020. — Т. 16. — № 4. — С. 9–20. DOI: 10.19181/Ispr.2020.16.4.1.
5. **Пирожков С.И.** Демографические процессы и возрастная структура населения С.И. Пирожков. — Москва : Статистика, 1976. — 136 с.
6. **Зарова, Е.В.** Региональная статистика / Е.В. Зарова, Т.В. Котенева, Т.И. Леонтьева [и др.]; ред. В.М. Рябцев, Г.И. Чудилин. — Москва : Московский издательский дом, 2001. — 380 с. ISBN 5–85167–035–5.

Сведения об авторе:

Рыбаковский Олег Леонидович, д.э.н., зав. отделом, Федеральный научно-исследовательский социологический центр Российской академии наук, Москва, Россия.

Контактная информация: e-mail: 1246185@mail.ru; ORCID: 0000–0002–8937–3166; PИHЦ Author ID: 424430.

DOI: 10.19181/population.2022.25.1.6

**DEMOGRAPHIC STRUCTURAL WAVES OF THE
POPULATION OF RUSSIA AND ITS REGIONS: ISSUES
OF ASSESSMENT AND COMPARISON.**

Oleg L. Rybakovsky

*Federal Center of Theoretical and Applied Sociology of the Russian Academy of Sciences
(24/35 корпус 5, Krzhizhanovskogo str., Moscow, Russian Federation, 117218)*

E-mail: 1246185@mail.ru

For citation:

Rybakovsky O.L. Structural waves of the population of Russia and its regions: issues of assessment and comparison. *Narodonaselenie [Population]*. 2022. Vol. 25. No. 1. P 65-79. DOI: 10.19181/population.2022.25.1.6. (in Russ.)

Annotation: *The article deals with methodological and methodological issues of comparative analysis of age structures of the population, identification of the level of their unevenness due to structural demographic waves. The benchmark for comparison is the age structure of the population, built on the series of “Numbers living in this age interval” from the “Tables of mortality and life expectancy” of Rosstat. The coefficients existing in the practice of socio-economic analysis for measuring the structural differences of the series are considered. These coefficients are studied from the standpoint of the possibility of their application for measuring structural demographic waves in Russia as a whole and in its regions. These coefficients are necessary not only to measure and compare the degree of differences, unevenness of the age structures of the population of separate*

territories, but also to monitor this situation over time. The latter is necessary to develop policies to smooth out the structural demographic waves. The index (1-R) proposed in the article, showing the residual value of covariance not described by the coefficient of determination, can be used at the stage of preliminary analysis of the differences in structures, since it is instantly calculated using application programs and gives a general picture of the level of unevenness of the series, ranks them on this basis. In our opinion, the most adequate measure of differences in structures is the coefficient of unevenness (Kn), calculated by analogy with the coefficient of variation. It is preferable at the main stage of comparative analysis, as it reveals the average relative measure of the unevenness of pairs of series, is simple and understandable in interpretation. Three other similar coefficients (Gatev, Salai, Ryabtsev) can be used as a supplement to confirm the adequacy of the comparative analysis, as well as for an overall assessment of the degree of discrepancy between the series using the scale familiar to the end user from zero to one. All five coefficients for measuring the degree of unevenness of structural series are suitable not only for studying the age structural waves of the population of the country and its regions, but also for comparing the age structures of the population of different territories with each other. The conclusions to the article contain recommendations for building a path for the most effective smoothing of the demographic structural waves in Russia with the help of differentiated in time and regional demographic policy in the field of fertility and immigration.

Keywords: demographic structural waves, age structure of the population of Russia and its regions, Numbers of people living in this age range, coefficients of unevenness of structural series.

References and Internet sources

1. Rybakovsky O.L., Tayunova O.A. Rozhdajemost' naselenija Rosiji i demographicheskiye volny [Fertility of the Russian population and demographic waves]. *Narodonaselenie [Population]*. 2017. No. 4. P. 56–66. (in Russ.)
2. Rybakovsky L.L., Savinkov V.I., Kozhevnikova N.I. Osobennosti demographicheskogo razvitiya Rossiya: proshloye, nastoyascheye, buduscheye [Features of the demographic development of Russia: past, present, future]. *Sotsial'nyye i trudovyye issledovaniya [Social and Labor Research]*. 2021. No. 2. P. 132–143. (in Russ.)
3. Arkhangelsky V.N. Rozhdayemost' v real'nykh pokoleniyakh rossiyskikh zhenschin: trendy i regional'nyye razlichiya [Fertility in real generations of Russian women: trends and regional differences]. *Ekonomika. Nalogi. Pravo. [Economics, Taxes and Law]*. 2019. Vol. 12. No. 2. P. 59–69. DOI: 10.26794/1999–849X–2019–12–2–59–69. (in Russ.)
4. Rybakovsky L.L., Kozhevnikova N.I. Strategiya demographicheskogo razvitiya Rossiya: yeyo determinanty i mnogovekovoy vector [Russia's demographic development strategy: its determinants and centuries-old vector]. *Uroven' zhizni naselenija regionov Rosiji [Living Standard of the Population in the Regions of Russia]*, M. 2020. Vol. 16. No. 4. P. 9–20. DOI: 10.19181/Ispr.2020.16.4.1. (in Russ.)
5. Pirozhkov S.I. Demographicheskiye protsessy i vozrastnaya struktura naseleniya [Demographic Processes and Age Structure of the Population]. Moscow. Statistika [Statistics]. 1976. 136 p. (in Russ.)
6. Zarova E.V., Koteneva T.V., Leontyeva T.I., et al. Regional'naya statistika [Regional Statistics]. Eds. Ryabtsev V.M., Chudilin G.I. Moscow. Moskovskiy izdatel'skiy dom [Moskovsky Publishing House]. 2001. 380 p. ISBN 5–85167–035–5. (in Russ.)

Information about the author:

Rybakovsky Oleg Leonidovich, Doctor of Economics, Head of Department, Federal Center of Theoretical and Applied Sociology of the Russian Academy of Sciences, Moscow, Russian Federation.

Contact information: e- mail: 1246185@mail.ru; ORCID: 0000–0002–8937–3166; Elibrary Author ID: 424430.

Статья поступила в редакцию 23.11.2021, одобрена 28.02.2022, опубликована 30.03.2022.