DOI: 10.15838/esc.2026.5.107.14
УДК 316:330.59, ББК 60.52+65.9(2Рос)-94
© Гаврилец Ю.Н., Кудров А.В., Тараканова И.В.

# Региональные и социально-демографические различия в восприятии социально-бытовых проблем, их связь с объективными региональными характеристиками



**Юрий Николаевич ГАВРИЛЕЦ**
Центральный экономико-математический институт РАН
Москва, Российская Федерация
e-mail: yurkag@mail.ru
ORCID: 0000-0002-5903-8674; ResearcherID: AAB-7902-2020



**Александр Владимирович КУДРОВ**
Центральный экономико-математический институт РАН
Москва, Российская Федерация
e-mail: kovlal@inbox.ru
ORCID: 0000-0003-2495-5496; ResearcherID: AAB-7864-2020



**Ираида Васильевна ТАРАКАНОВА**
Центральный экономико-математический институт РАН
Москва, Российская Федерация
e-mail: yurkag@mail.ru
ORCID: 0000-0002-1273-2853

**Для цитирования:** Гаврилец Ю.Н., Кудров А.В., Тараканова И.В. (2026). Региональные и социально-демографические различия в восприятии социально-бытовых проблем, их связь с объективными региональными характеристиками // Экономические и социальные перемены: факты, тенденции, прогноз. Т. 19. № 5. С. 270–288. DOI: 10.15838/esc.2026.5.107.14

**For citation:** Gavrilets Yu.N., Kudrov A.V., Tarakanova I.V. (2026). Regional and socio-demographic differences in the perception of social and everyday problems and their relationship with objective regional characteristics. *Economic and Social Changes: Facts, Trends, Forecast*, 19(5), 270–288. DOI: 10.15838/esc.2026.5.107.14

**Аннотация.** Качество жизни обычно измеряют через то, чем население располагает: доходы, потребление, доступ к услугам. В работе использован обратный подход: среда проживания оценивается через то, что, по мнению самих жителей, мешает им нормально жить. Цель исследования – построить для субъектов РФ индекс воспринимаемой проблемности социально-бытовой среды, проверить устойчивость его структуры во времени и выявить объективные региональные характеристики, с которыми он связан. Информационной базой исследования являются микроданные Комплексного наблюдения условий жизни населения Росстата за 2022 и 2024 гг. (около 100 тыс. респондентов в каждой волне) по 17 социально-бытовым проблемам. Восприятие проблем рассмотрено по социально-демографическим группам и регионам. За 2022–2024 гг. доля респондентов, отмечающих наличие проблемы, снизилась по всем 17 позициям, однако разрывы между некоторыми группами респондентов не сократились. На региональном уровне абсолютная межрегиональная дисперсия снизилась по 16 проблемам, тогда как относительная неоднородность (коэффициент вариации) по большинству из них выросла, то есть улучшения распределились по территории неравномерно. С помощью анализа непосредственных связей показано, что 17 проблем образуют связную систему. Это обосновывает их агрегирование в единый индекс на базе компонентного анализа. Предложена процедура проверки гипотезы о равенстве первых главных компонент за два года для зависимых выборок (одни и те же регионы), основанная на парном бутстрапе и статистике Вальда; гипотеза не отвергается, поэтому значения индекса за разные годы сопоставимы напрямую. Регрессионный анализ выявил устойчивую связь индекса воспринимаемой проблемности социально-бытовой среды с четырьмя объективными характеристиками региона: смертностью населения старше трудоспособного возраста, благоустройством жилищного фонда, распространённостью здорового образа жизни и вводом жилья в многоквартирных домах. Объясняющая способность регрессии индекса на эти факторы к 2024 году заметно снизилась, что интерпретируется как усиление роли факторов, не отражённых в официальной статистике.

**Ключевые слова:** качество жизни, социально-бытовые проблемы, субъективные оценки, регионы России, КОУЖ, непосредственные связи, компонентный анализ, интегральный индикатор, региональная дифференциация.

**Введение**

Измерение качества жизни долгое время оставалось прерогативой «объективной» статистики: доходов, потребления, обеспеченности жильём и услугами. Однако уже в 1970-е гг. стало ясно, что одни лишь объективные показатели описывают жизнь людей неполно. В исследованиях американских социологов (Campbell et al., 1976; Andrews, Withey, 1976) было доказано, что удовлетворённость отдельными сторонами жизни: жильём, районом проживания, безопасностью, здравоохранением – является самостоятельным измерением благополучия, лишь частично связанным с материальным положением. Исследования в области психологии (Diener, 1984; Diener et al., 1999) закрепили понятие субъективного благополучия как научной категории, также был разработан и инструментарий его измерения.

Экономисты пришли к этой теме позже. Отправной точкой стал «парадокс Истерлина» (Easterlin, 1974): рост доходов далеко не всегда сопровождается ростом удовлетворённости жизнью. Последовавшие исследования (Frey, Stutzer, 2002; Kahneman, Krueger, 2006; Layard, 2005) оформили направление, известное как «экономика счастья», а доклад комиссии Стиглица – Сена – Фитусси (Stiglitz et al., 2009) официально рекомендовал статистическим ведомствам дополнять ВВП субъективными индикаторами.

Особенно важен для нашей работы вопрос о соотношении субъективных и объективных характеристик места проживания. В статье (Oswald, Wu, 2010) на данных по штатам США показано, что агрегированная удовлетворённость жизнью тесно коррелирует с независимо построенным индексом объективного каче-

ства среды, то есть субъективные оценки «схватывают» объективные различия территорий. В работе (Deaton, 2008) продемонстрирована устойчивая связь субъективного благополучия с показателями здоровья населения, а в статье (Marmot, 2005) показано, что демографические индикаторы, прежде всего смертность, отражают влияние всех социальных характеристик среды, а не только медицины. Как прямо утверждал Р. Винховен, социальная политика нуждается в субъективных индикаторах, поскольку только они позволяют судить о том, достигают ли улучшения инфраструктуры своей конечной цели – людей (Veenhoven, 2002).

В российской науке эта проблематика имеет собственную традицию. Н.М. Римашевская рассматривала качество жизни как стратегическую цель развития и указывала на социальные издержки трансформации, которые не улавливались макростатистикой (Римашевская, 2002; Римашевская, 2010). На данных панельного обследования РМЭЗ НИУ ВШЭ в работе (Козырева и др., 2015) исследуются детерминанты счастья россиян, а в статье (Андреенкова, 2010) сопоставлены факторы удовлетворённости жизнью в России и европейских странах. Особое место в отечественной социологии здоровья занимают работы И.Б. Назаровой, где здоровье рассматривается как социально-экономическая категория, а не узко медицинская характеристика (Назарова, 2012; Назарова и др., 2024).

В экономико-математическом направлении ключевой вклад внёс С.А. Айвазян, разработавший методологию построения интегральных индикаторов качества жизни на основе многомерного статистического анализа (Айвазян, 2003; Айвазян, 2012). Такой подход позволяет объединить разнородные показатели – от экономических до экологических и социальных – в единые интегральные шкалы. Эта методология успешно применяется для построения региональных индикаторов уровня и качества жизни (Гаврилец и др., 2016; Степанов и др., 2022).

Региональный аспект для России принципиален. Межрегиональное неравенство в стране остаётся одним из самых высоких среди крупных экономик (Зубаревич, 2010; Коломак, 2010), причём различия в доходах дополняются различиями в доступности инфраструктуры и услуг, которые статистикой фиксируются хуже.

Вместе с тем в существующей литературе остаются пробелы, которые и определили задачи настоящего исследования. Во-первых, большинство российских исследований субъективного благополучия опирается на обобщённые вопросы об удовлетворённости жизнью или на выборки, не позволяющие получить надёжные региональные оценки. Комплексное наблюдение условий жизни населения Росстата с его почти 100 тыс. респондентов и подробным блоком о проблемах места проживания в этом отношении уникален, но используется редко. Во-вторых, при построении интегральных индикаторов при помощи компонентного анализа практически никогда не проверяется, сопоставимы ли индексы за разные годы, то есть не изменилась ли структура весов. Между тем без такой проверки динамика индекса не интерпретируема: неясно, изменились ли оценки людей или изменилась сама «процедура измерения». В-третьих, связь субъективных региональных оценок с объективной статистикой для России слабо изучена.

Цель работы – построить индекс воспринимаемой проблемности социально-бытовой среды для субъектов РФ, проверить устойчивость его структуры во времени и выявить объективные региональные характеристики, с которыми он связан.

Научная новизна исследования состоит, на наш взгляд, в применении аппарата непосредственных связей для обоснования агрегируемости субъективных оценок по социально-бытовым проблемам на региональном уровне; в предложенной процедуре проверки гипотезы о равенстве первых главных компонент для зависимых выборок; в установлении устойчивого набора объективных региональных характеристик, связанных с субъективным восприятием социально-бытовых проблем на российских данных.

**Исходные данные**

Информационной базой исследования послужили микроданные Комплексного наблюдения условий жизни населения (КОУЖ), проводимого Росстатом[1]. Использованы результаты

[1] Росстат (2023). Комплексное наблюдение условий жизни населения, 2022; Росстат (2025). Комплексное наблюдение условий жизни населения, 2024.

Таблица 1. Доля респондентов, воспринимающих рассматриваемые социально-бытовые проблемы, % от выборки

| Наименование проблемы | 2022 г. | 2024 г. | Δ (2024–2022) |
|---|---|---|---|
| Доступность медицинских услуг | 22,25 | 13,36 | -8,89 |
| Доступность образовательных услуг | 8,40 | 5,39 | -3,01 |
| Получение официальных документов | 15,98 | 10,61 | -5,37 |
| Доступ к торговым точкам | 11,60 | 9,23 | -2,37 |
| Доступ к аптекам | 18,62 | 14,10 | -4,52 |
| Доступ к культурным учреждениям | 20,69 | 16,46 | -4,23 |
| Доступ к объектам отдыха и досуга | 26,86 | 19,84 | -7,02 |
| Доступ к спортивным сооружениям | 24,57 | 17,54 | -7,03 |
| Качество жилищно-коммунальных услуг | 26,67 | 20,35 | -6,33 |
| Качество общественного транспорта | 22,98 | 20,86 | -2,12 |
| Городское благоустройство и удобства | 22,86 | 16,13 | -6,73 |
| Состояние и безопасность дорог | 46,54 | 40,73 | -5,82 |
| Преступность | 4,87 | 3,47 | -1,40 |
| Вандализм | 12,66 | 9,70 | -2,96 |
| Наркомания | 11,29 | 9,62 | -1,66 |
| Алкоголизм | 20,13 | 16,50 | -3,63 |
| Загрязнение окружающей среды | 23,09 | 18,75 | -4,34 |
| Составлено по: микроданные КОУЖ-2022 и КОУЖ-2024. | | | |

двух волн – 2022 и 2024 гг., каждая объёмом около 100 тыс. респондентов, что обеспечивает репрезентативность оценок как для страны в целом, так и в разрезе субъектов РФ.

Основное внимание было направлено на блок анкеты, в котором респондентов просят указать, какие из 17 социально-бытовых проблем мешают нормальной жизни в месте их проживания. В *таблице 1* представлены доли опрошенных, указавших каждую из рассматриваемых проблем как актуальную, по данным 2022 и 2024 гг., а также абсолютное изменение показателя (Δ).

Данные таблицы 1 свидетельствуют, что за период 2022–2024 гг. доля респондентов, отмечающих наличие проблемы, сократилась по всем рассматриваемым 17 социально-бытовым проблемам. Наиболее выраженные улучшения отмечены в сфере медицины, спортивной и досуговой инфраструктуры, а также в городском благоустройстве; наименьшее – по преступности, наркомании и транспорту. При этом порядок важности проблем практически не изменился: дороги остаются на первом месте почти с двукратным отрывом от ближайшей позиции, и в 2024 году их по-прежнему называют четверо из десяти респондентов. Обращает на себя внимание, что преступность как таковая беспокоит население заметно меньше, чем вандализм, алкоголизм и наркомания.

В качестве объективных региональных характеристик использованы показатели официальной статистики Росстата за соответствующие годы – исходное множество включало 185 социально-экономических характеристик субъектов РФ.

**Методологическая основа исследования**

***Непосредственные связи и построение интегрального индикатора***

Прежде чем агрегировать набор показателей в единый индекс, следует убедиться, что они образуют целостную систему, а не набор слабо связанных характеристик. Для этого используется понятие непосредственной связи (Гаврилец и др., 2022).

*Определение (непосредственная связь)*. Если в совокупности случайных переменных условное распределение величины $Y$ от всех остальных определяется только их частью (не вошедшие в условие могут принимать любые значения):

$$P(Y|X_1, X_2, \dots, X_k) = P\left(Y|X_{i_1}, X_{i_2}, \dots, X_{i_r}\right) \quad (1)$$

для всех $X_1, X_2, \dots, X_k$, то переменные $X_{i_1}, X_{i_2}, \dots, X_{i_r}$ называются непосредственно связанными с переменной $Y$.

Граф непосредственных связей строится так: узлы соответствуют показателям, рёбра – статистически значимым непосредственным связям. Связность графа трактуется как признак целостности системы.

Для целостной системы показателей найдем общий интегральный индекс. Для этого в исследовании использовался компонентный анализ, (Айвазян, 2012; Гаврилец и др., 2016).

Пусть $Z_{ij}$ – стандартизованное значение $j$-го показателя для $i$-го региона, $Y_{ij}$, $i = 1, \dots, n$; $j = 1, \dots, p$:

$$Z_{ij} = \frac{Y_{ij} - \bar{Y}_j}{\frac{1}{n}\sum_{k=1}^{p}(Y_{ik} - \bar{Y}_k)^2}. \quad (2)$$

Интегральный индикатор определяется как:

$$I_i = \sum_{m=1}^{p} v_m Z_{im}, \quad (3)$$

где $v = (v_1, \dots, v_p)$ – нормированный собственный вектор корреляционной матрицы показателей $(Z_{im})$ соответствующий наибольшему собственному значению. Поскольку исходные показатели измерены в интервальной шкале, шкала индекса также интервальная, а нулевое значение соответствует среднему уровню по совокупности регионов.

Пусть $I_i(t)$ – значение индекса для $i$-го региона в год $t$. Тогда изменение индекса $\Delta I_i(t)$ между годами $t_1$ и $t_2$ разлагается на три компоненты:

$$I_i(t_2) - I_i(t_1) = \sum_{m=1}^{p}\big[v_m(t)\big(Z_{im}(t_2) - Z_{im}(t_1)\big) + Z_{im}(t_1)\big(v_m(t_2) - v_m(t_1)\big) + \big(v_m(t_2) - v_m(t_1)\big)\big(Z_{im}(t_2) - Z_{im}(t_1)\big)\big]. \quad (4)$$

Первое слагаемое отражает вклад изменения самих показателей, второе – изменения весов, третье – их совместного изменения. Если веса $v_m(t_1)$ и $v_m(t_2)$ статистически не различаются, остаётся лишь первое слагаемое.

***Проверка гипотезы о равенстве первых главных компонент двух корреляционных матриц***

Возможность содержательно сравнивать индекс за разные годы зависит от того, совпадают ли направления первых главных компонент. В данном разделе описывается статистическая процедура проверки этой гипотезы. А именно имеются $p$ региональных характеристик для двух лет (2022 и 2024 гг.), при этом стандартизация этих характеристик выполнена независимо для каждого года. Обозначим стандартизированные характеристики за эти годы через $Z_1$, $Z_2$.

*Формулировка гипотезы*

Пусть $R_1$ и $R_2$ – корреляционные матрицы для $Z_1$, $Z_2$ соответственно, $v^{(1)}$, $v^{(2)}$ – их первые (нормированные) главные компоненты. Обозначим через $\hat{R}_1, \hat{R}_2, \hat{v}^{(1)}, \hat{v}^{(2)}$ их выборочные аналоги. Проверяется нулевая гипотеза:

$$H_0: v^{(1)} = v^{(2)} = v, \quad (5)$$

при этом все остальные собственные векторы и собственные значения могут различаться. Альтернативная гипотеза $H_1: v^{(1)} \neq v^{(2)}$.

*Асимптотическое распределение оценок и статистика Вальда*

Согласно результатам, представленным в работе (Anderson, 1963), при выполнении некоторых условий регулярности выборочная первая главная компонента $\hat{v}^{(1)}$, является $\sqrt{n}$-состоятельной и асимптотически нормальной оценкой истинного вектора $v^{(1)}$. Откуда следует, что

$$\delta = \hat{v}^{(2)} - \hat{v}^{(1)} \xrightarrow{d} \mathcal{N}_p\big(0,\ \mathrm{Cov}(\delta)\big), \quad (6)$$

где $\mathrm{Cov}(\delta)$ – ковариационная матрица для случайного вектора $\delta$.

Поскольку в рассматриваемом случае данные за 2022 и 2024 гг. относятся к одним и тем же регионам, выборки не являются независимыми, поэтому ковариационная матрица разности первых главных компонент $\delta$ имеет вид:

$$\mathrm{Cov}(\delta) = \mathrm{Cov}\big(\hat{v}^{(1)}\big) + \mathrm{Cov}\big(\hat{v}^{(2)}\big) - 2\,\mathrm{Cov}\big(\hat{v}^{(1)}, \hat{v}^{(2)}\big). \quad (7)$$

Так как явное выражение для перекрёстного члена громоздко, $\mathrm{Cov}(\delta)$ оценивается непараметрическим бутстрапом (Efron, 1979; Efron, Tibshirani, 1993). На каждой бутстрап-итерации $b = 1, \dots, B$ генерируется вектор индексов $\mathrm{i_b} = (i_1, \dots, i_n)$, где каждое $i_k$ независимо и равномерно выбирается из множества $\{1, \dots, n\}$ (вы-

борка с возвращением). Затем по *одному и тому же* вектору индексов формируются бутстрап-матрицы: $Z_1^{(b)} = Z_1[i_b, :]$ и $Z_2^{(b)} = Z_2[i_b, :]$, для которых вычисляются корреляционные матрицы, первые главные компоненты и их разность $\hat{\delta}^{(b)}$. По совокупности векторов $\hat{\delta}^{(1)}, \ldots, \hat{\delta}^{(B)}$ строится эмпирическая оценка $\mathrm{Cov}(\delta)$, которую обозначим через $\hat{C}$. Такой подход сохраняет зависимость между парами наблюдений и тем самым учитывает перекрёстный член в (7) без его явного вычисления.

Состоятельность бутстрапа для собственных векторов выборочных ковариационных (или корреляционных) матриц была доказана в работе (Beran, Srivastava, 1985).

*Статистика критерия*

Для проверки гипотезы о равенстве первых главных компонент используется статистика Вальда:

$$W = \delta^{\top}(\hat{C})^{+}\delta, \qquad (8)$$

где $(\hat{C})^{+}$ – псевдообращение по Муру – Пенроузу матрицы $\hat{C}$, которое необходимо в силу ее вырожденности (ранг матрицы $\hat{C}$ равен $p-1$).

Для $\hat{C}$ возьмем сингулярное разложение $\hat{C} = UGU^{\top}$, где $G = \mathrm{diag}(g_1, \ldots, g_{p-1}, 0)$ – диагональная матрица положительных собственных значений (ранг $p-1$), а $U$ – ортогональная матрица соответствующих собственных векторов. Тогда $\hat{C}^{+} = UG^{+}U^{\top}, G^{+} = \left(g_1^{-1}, \ldots, g_{p-1}^{-1}, 0\right)$.

При справедливости $H_0$ статистика $W$ асимптотически распределена как $\chi^2(p-1)$ – распределение (см., например, Rao, Mitra, 1971; Moore, 1977):

$$W = \sum_{i=1}^{p} \frac{(u_i^{\top}\delta)^2}{d_i} \;\to^{d}\; \chi^2(p-1). \qquad (9)$$

Отметим, что процедура не требует многомерной нормальности исходных данных.

***Диагностика регрессионной модели: устойчивость коэффициента детерминации, прогностическая способность модели, мультиколлинеарность***

Связь индекса с объективными региональными характеристиками оценивается линейной регрессией по $n$ регионам. Гомоскедастичность остатков дополнительно проверяется критерием Бройша – Пагана, а нормальность – критерием Харке – Бера.

*Устойчивость коэффициента детерминации.* Для оценки того, насколько $R^2$ зависит от конкретного состава регионов, также используется непараметрический бутстрап (Efron, 1979; Efron, Tibshirani, 1993). На каждой из $B$ итераций формируется выборка объёма $n$ с возвращением, переоцениваются параметры модели и вычисляется коэффициент $R^2(b)$. По совокупности значений $\{R^2(b)\}_{b=1}^{B}$ вычисляются среднее $\bar{R}_b^2$, стандартное отклонение $\hat{\sigma}_b$ и 90%-ный доверительный интервал.

Следует иметь в виду, что, поскольку модель оценивается и проверяется на одних и тех же данных, бутстрап-распределение $R^2$ смещено вверх относительно истинного значения, поэтому интервал следует рассматривать как характеристику разброса, а не как несмещённую оценку.

*Прогностическая способность регрессионной модели.* Обобщающая способность модели оценивается скользящим контролем с поочерёдным исключением наблюдений (leave-one-out cross-validation, LOO-CV; Hastie et al., 2009). Для каждого региона $i$ модель переоценивается по $n-1$ наблюдениям, после чего строится прогноз $\hat{y}_{(-i)}$ для исключённого региона. По совокупности прогнозов рассчитывается коэффициент детерминации по кросс-валидации:

$$R^2_{LOO} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{n}\left(y_i - \hat{y}_{(-i)}\right)^2}{\sum_{i=1}^{n}(y_i - \bar{y})^2}, \qquad (10)$$

который всегда не превосходит обычный коэффициент детерминации $R^2$, а их разность $\Delta = (R^2 - R^2_{LOO})$ служит естественной мерой переобучения. Значения $\Delta$, близкие к нулю, говорят о хорошей обобщающей способности регрессионной модели; большие $\Delta > 0{,}1$ о переобучении.

*Мультиколлинеарность* контролировалась по коэффициентам инфляции дисперсии; порогом серьёзной проблемы принято VIF > 10 (Hair et al., 2010).

**Результаты**

Уровень распространённости восприятия социально-бытовых проблем в социально-демографических группах

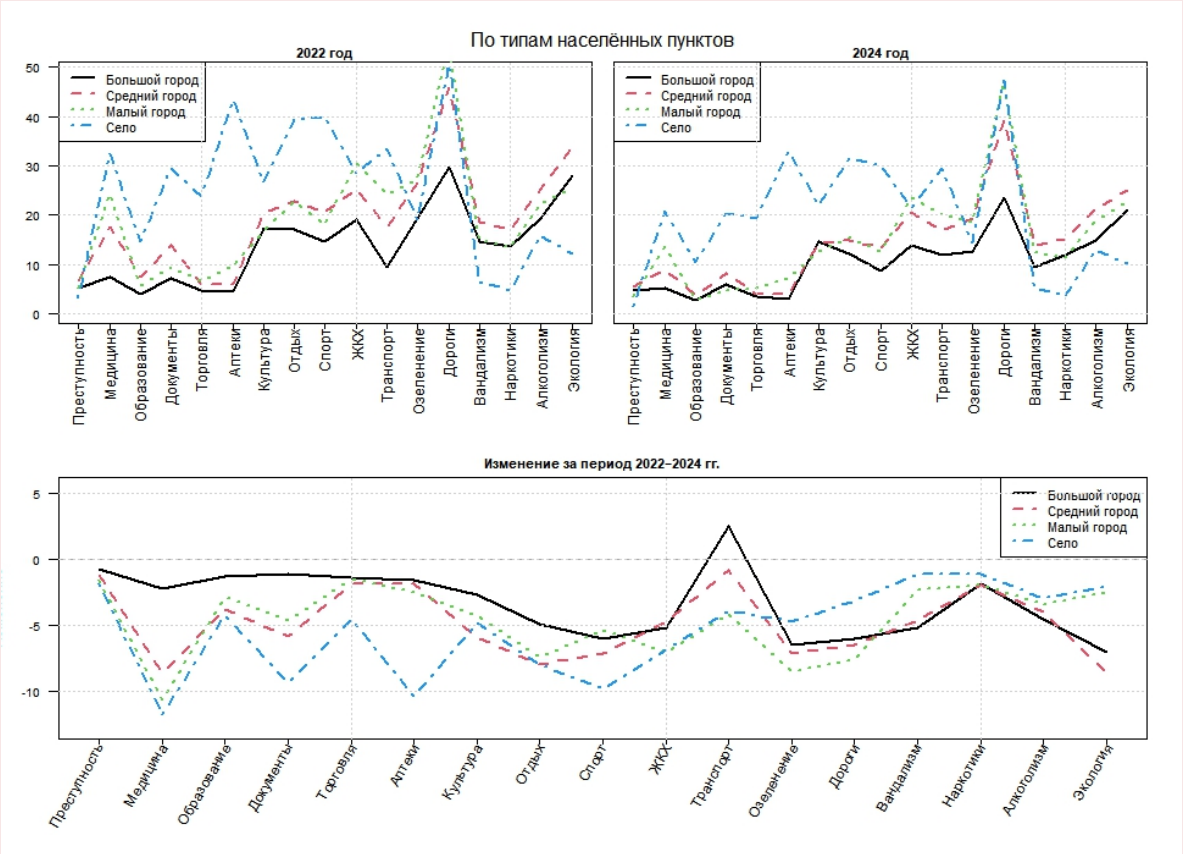
Микроданные КОУЖ позволяют рассмотреть оценки проблем в разрезе возраста, уровня образования и типа населённого пункта (крупный, средний, малый город, село).

*Тип населенного пункта*. Анализ данных КОУЖ за 2022–2024 гг. выявил устойчивую зависимость уровня восприятия социально-бытовых проблем от размера населенного пункта. По 15 из 17 рассматриваемых проблем доля респондентов, отмечающих их наличие, монотонно растёт при переходе от крупных городов к средним, малым и далее к селу (*рис. 1*).

Наиболее наглядна ситуация с состоянием дорог, самой острой проблемой для всех типов населенных пунктов. В малых городах и сёлах на неё жалуются почти вдвое чаще, чем в крупных городах. Хотя положительная динамика за 2022–2024 гг. зафиксирована почти для всех рассматриваемых проблем, абсолютный разрыв между городом и селом сохраняется.

Единственная проблема, в отношении которой за два года зафиксирован рост распространения восприятия, – общественный транспорт в крупных городах (с 9,4 до 11,9%). Это обратная сторона стягивания населения в агломерации, когда транспортные системы больших городов не успевают за увеличением нагрузки.

Рис. 1. Уровень распространённости восприятия социально-бытовых проблем в населенных пунктах по размеру, % от числа респондентов в соответствующем по размеру населенном пункте




Источник: составлено авторами.

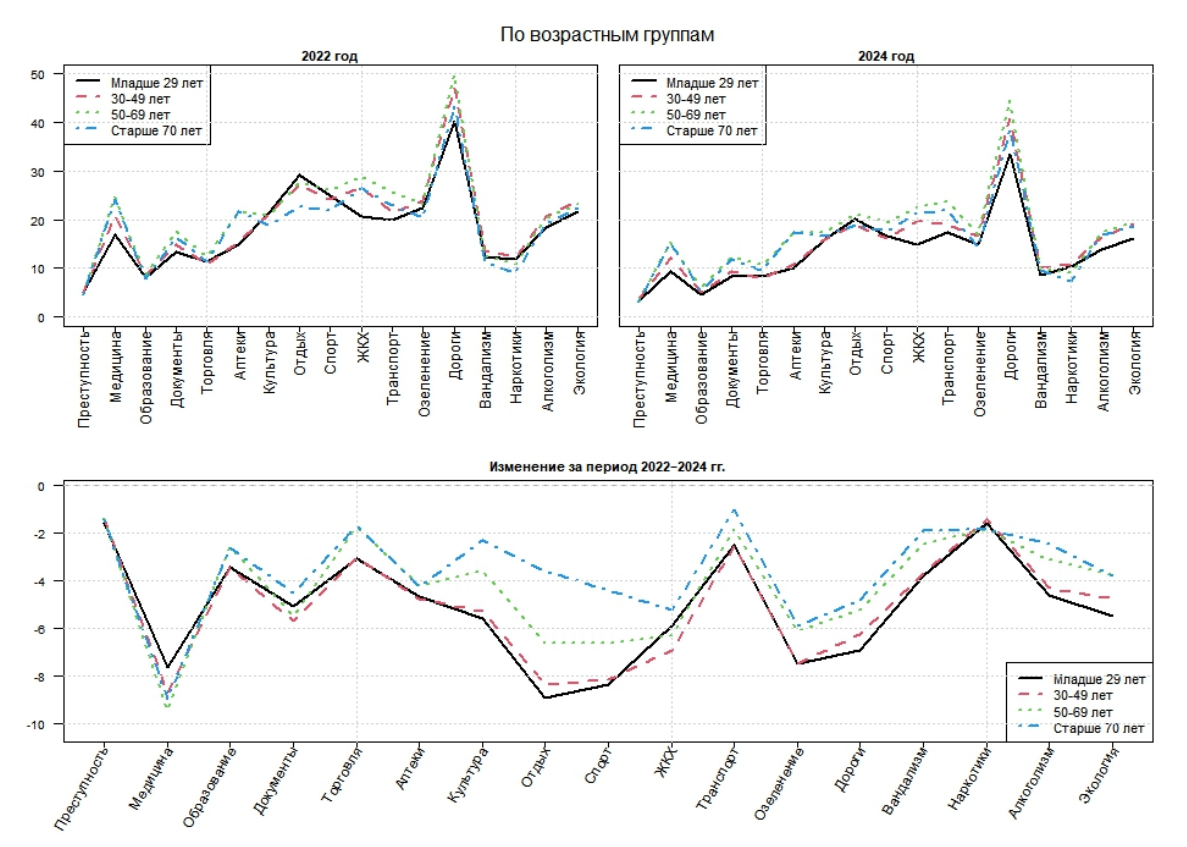
*Возрастные группы*. Возрастные различия отражают различие жизненных приоритетов. Для респондентов до 29 лет наиболее значимы досуг и отдых; для группы 50–69 лет и старше 70 лет – медицина, аптеки и повседневная инфраструктура. При этом молодёжь демонстрирует наименьшее восприятие проблем, связанных как с повседневным обслуживанием (торговля, аптеки, образование, документы, медицина), так и с коммунально-инфраструктурным блоком (ЖКХ, дороги, благоустройство, транспорт).

В 2022 году доля респондентов, отмечающих наличие проблемы в здравоохранении, варьировала от 17,0% (до 29 лет) до 24,8% (50–69 лет); к 2024 году снижение охватило все возрастные группы, а наибольшим было именно в возрастных группах 50–69 лет (-9,4%) и старше 70 лет (-9,0%; *рис. 2*).

*Уровень образования*. Респонденты с высшим образованием систематически реже отмечают наличие проблем и с повседневным обслуживанием, и инфраструктурой, чем лица со средним и особенно с неполным образованием, в оба года исследования (*рис. 3*).

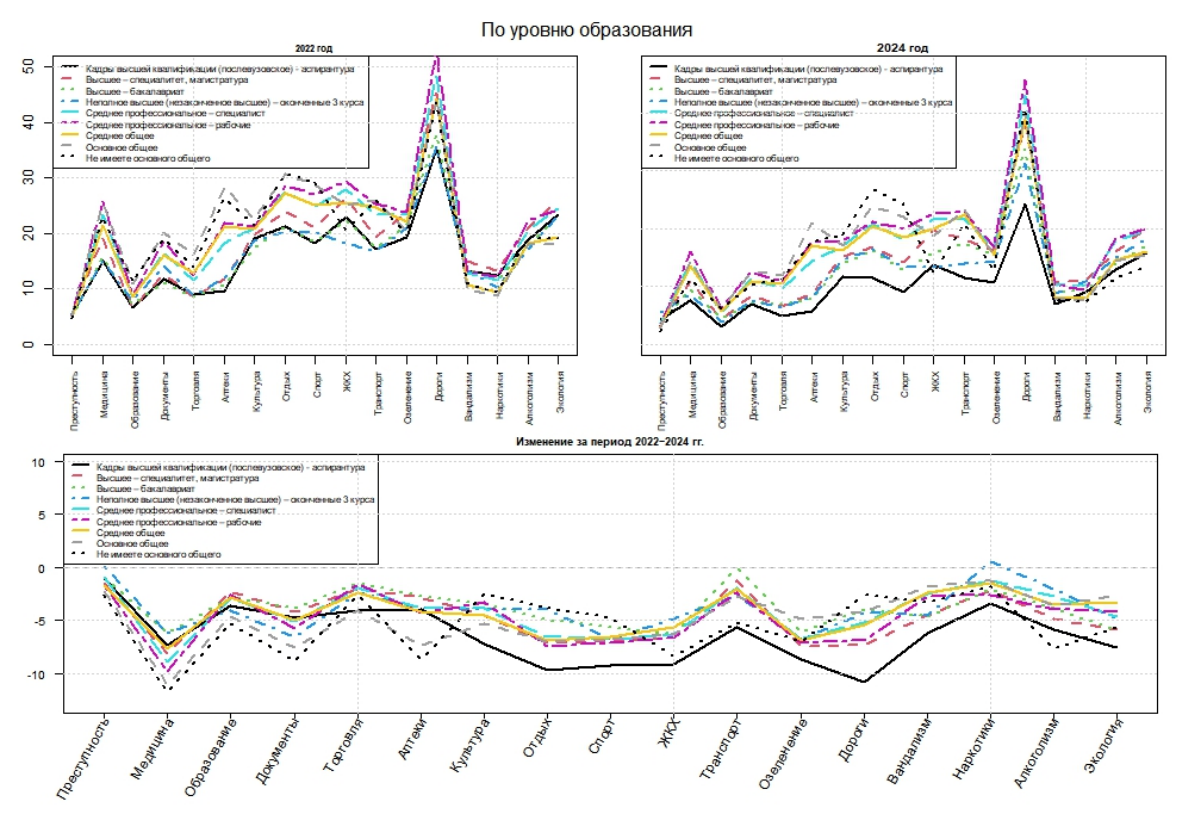
Положительная динамика зафиксирована во всех образовательных категориях. Однако улучшения среди высокообразованных людей оказались меньше. В результате разрыв между образовательными группами сократился по доступности медицины с 11% в 2022 году (15,0% против 25,8%) до 8% в 2024 году (7,6% против 16,0%), аналогично по ЖКХ и транспорту. Сокращение произошло не за счёт «верха», а за счёт подтягивания «низа».

Рис. 2. Уровень распространённости восприятия социально-бытовых проблем для возрастных групп, % от числа респондентов в соответствующей возрастной группе




Источник: составлено авторами.

Рис. 3. Уровень распространённости восприятия социально-бытовых проблем по уровню образования респондентов, % от числа респондентов в соответствующей образовательной группе




Источник: составлено авторами.

***Уровень распространенности восприятия социально-бытовых проблем в регионах РФ***

В региональном разрезе мерой остроты проблемы служит доля респондентов, отметивших её наличие, среди опрошенных в данном субъекте РФ. В *таблице 2* приведены средние региональных долей по субъектам РФ, их дисперсии и коэффициенты вариации за 2022 и 2024 гг.

Динамика трёх характеристик различна, и это различие принципиально для интерпретации. Средний уровень восприятия снизился по всем 17 проблемам. Абсолютная межрегиональная дисперсия снизилась по 16 проблемам из 17, то есть в процентных пунктах регионы сблизились. Единственное исключение – общественный транспорт (+17,2%). И это та же проблема, по которой зафиксирован рост восприятия в крупных городах при снижении в остальных типах поселений.

Коэффициент вариации, напротив, вырос по 14 проблемам, по экологии практически не изменился и снизился лишь по двум. Содержательно это означает, что улучшения распределились по территории неравномерно.

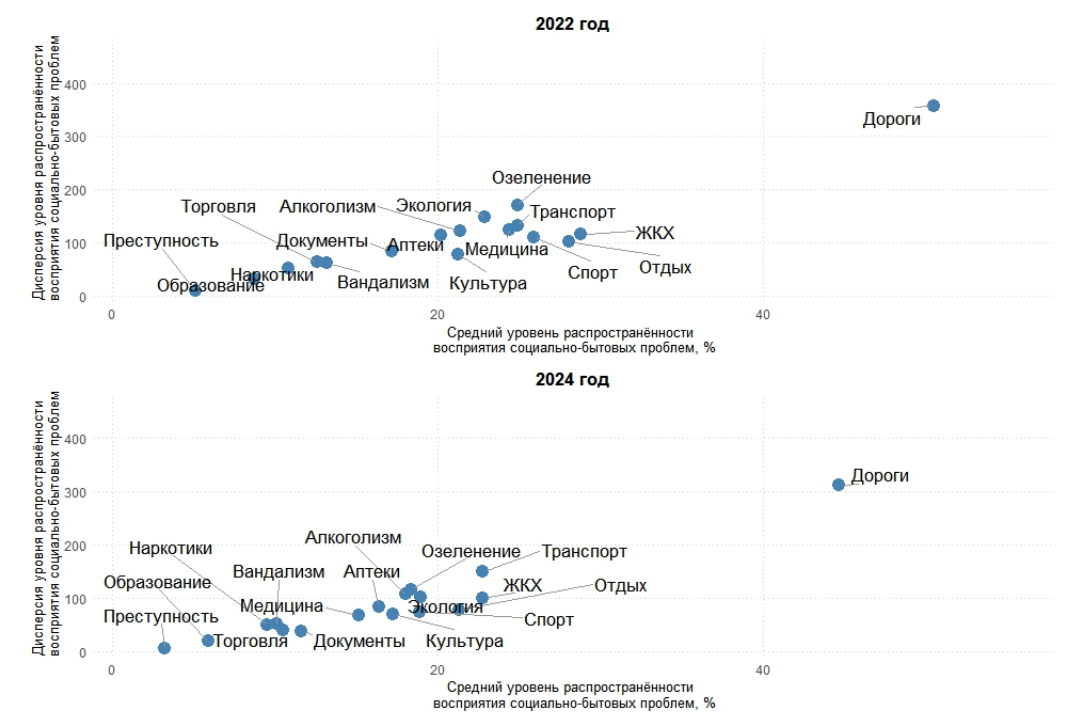
Два исключения – доступ к торговым точкам (-3,55 коэффициента вариации) и получение официальных документов (-1,14). Наиболее правдоподобное объяснение, на наш взгляд, состоит в том, что федеральные торговые сети и портал «Госуслуги» работают примерно одинаково независимо от региона.

На *рисунке 4а* видна положительная связь среднего уровня восприятия проблемы и её абсолютной дисперсии. На *рисунке 4б* связь среднего с коэффициентом вариации, напротив, обратная. Отчасти это свойство самой меры, но у этого есть и содержательная сторона. Редкие проблемы, у которых коэффициент вариации

Таблица 2. Статистические характеристики уровней распространённости восприятия социально-бытовых проблем по регионам РФ

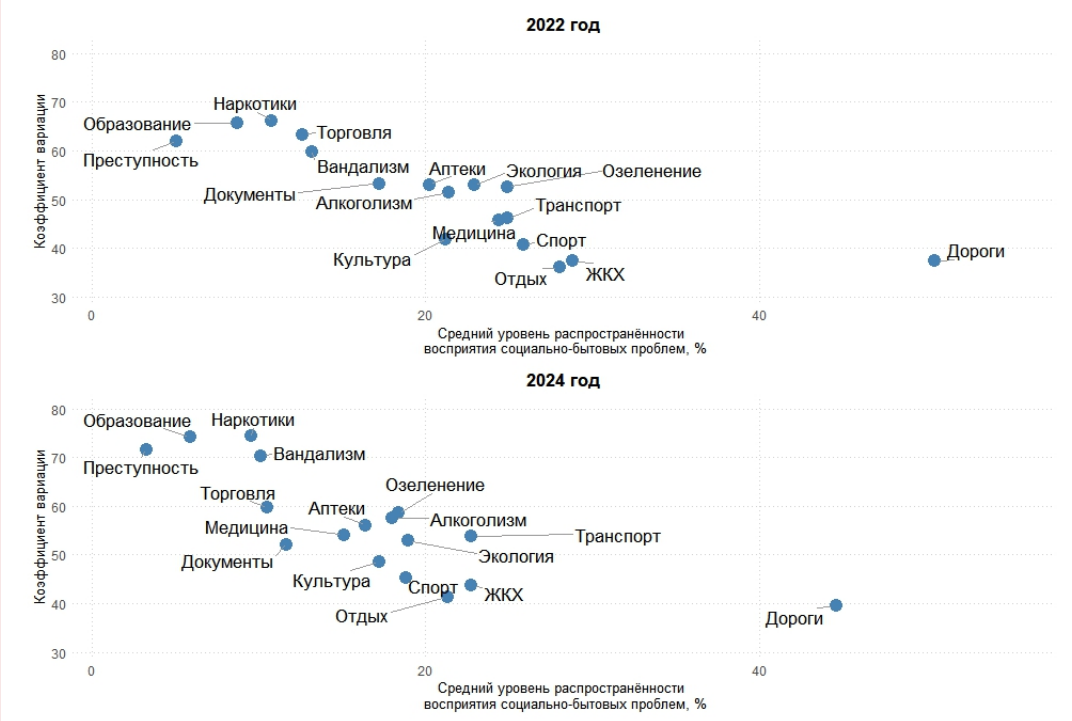
| Проблема | Среднее за 2022 г., % | Среднее за 2024 г., % | Изменение среднего за период 2022–2024 гг., % | Дисперсия за 2022 г., %$^2$ | Дисперсия за 2024 г., %$^2$ | Изменение дисперсии за период 2022–2024 гг., %$^2$ | Коэф-т вариации за 2022 г. | Коэф-т вариации за 2024 г. | Изменение коэф-та вариации за 2022–2024 гг. |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Дороги | 50,50 | 44,64 | -5,86 | 357,70 | 311,70 | -46,00 | 37,45 | 39,55 | 2,10 |
| ЖКХ | 28,82 | 22,78 | -6,03 | 116,60 | 99,40 | -17,20 | 37,48 | 43,76 | 6,28 |
| Отдых | 28,01 | 21,31 | -6,78 | 102,60 | 77,50 | -25,10 | 36,07 | 41,31 | 5,24 |
| Спорт | 25,91 | 18,87 | -7,04 | 111,10 | 73,30 | -37,80 | 40,69 | 45,37 | 4,68 |
| Транспорт | 24,94 | 22,76 | -2,18 | 133,10 | 150,30 | 17,20 | 46,26 | 53,86 | 7,60 |
| Озеленение | 24,90 | 18,41 | -6,49 | 171,30 | 116,10 | -55,20 | 52,55 | 58,53 | 5,98 |
| Медицина | 24,41 | 15,16 | -9,25 | 125,30 | 67,10 | -58,20 | 45,85 | 54,06 | 8,21 |
| Экология | 22,92 | 18,95 | -3,97 | 147,50 | 100,90 | -46,60 | 52,98 | 53,01 | 0,03 |
| Алкоголизм | 21,38 | 18,02 | -3,36 | 121,40 | 107,10 | -14,30 | 51,55 | 57,44 | 5,89 |
| Культура | 21,24 | 17,27 | -3,97 | 79,10 | 70,20 | -8,90 | 41,89 | 48,51 | 6,62 |
| Аптеки | 20,23 | 16,40 | -3,83 | 115,20 | 84,60 | -30,60 | 53,06 | 56,10 | 3,04 |
| Документы | 17,22 | 11,65 | -5,57 | 84,30 | 36,90 | -47,40 | 53,31 | 52,17 | -1,14 |
| Вандализм | 13,19 | 10,14 | -3,05 | 62,40 | 50,80 | -11,60 | 59,89 | 70,32 | 10,43 |
| Торговля | 12,63 | 10,54 | -2,09 | 64,00 | 39,70 | -24,30 | 63,33 | 59,78 | -3,55 |
| Наркотики | 10,81 | 9,54 | -1,27 | 51,20 | 50,20 | -1,00 | 66,21 | 74,33 | 8,12 |
| Образование | 8,73 | 5,90 | -2,83 | 32,90 | 19,01 | -13,89 | 65,69 | 74,14 | 8,45 |
| Преступность | 5,11 | 3,27 | -1,85 | 10,01 | 5,40 | -4,61 | 62,05 | 71,46 | 9,41 |
| Источник: составлено авторами. | | | | | | | | | |

Рис. 4а. Средний уровень распространённости восприятия проблемы и коэффициент вариации (абсолютная межрегиональная неоднородность)




Источник: составлено авторами.

Рис. 4б. Средний уровень распространённости восприятия проблемы и коэффициент вариации (относительная межрегиональная неоднородность)




Источник: составлено авторами.

находится в диапазоне 62–74 (преступность, образование, наркомания), остры в немногих регионах и почти отсутствуют в большинстве других, тогда как массовые проблемы (дороги, ЖКХ, отдых; CV 36–44%) повсеместны. Именно это различие определяет, какие проблемы «ведут» интегральный индекс, а какие вносят в него малый вклад.

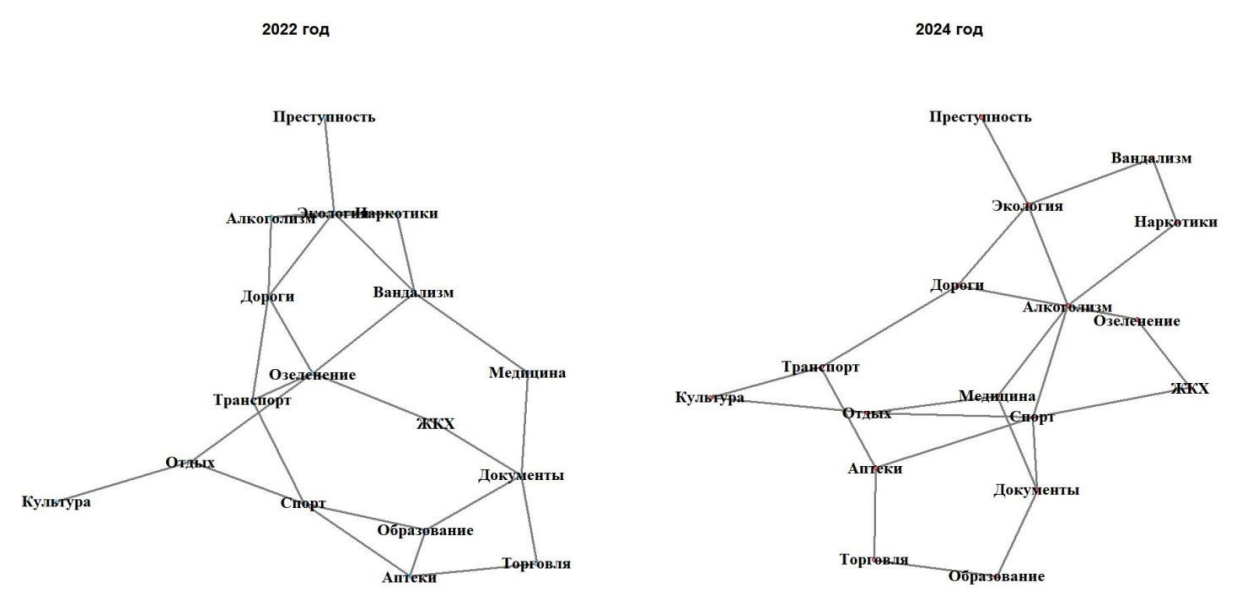
*Целостность системы социально-бытовых проблем*. Прежде чем агрегировать доли воспринимающих проблемы в субъектах РФ для 17 рассматриваемых социально-бытовых проблем в интегральный показатель, необходимо убедиться, что они образуют целостную (взаимосвязанную в статистическом смысле) систему, а не набор независимых характеристик. Для этого по региональным данным построен граф непосредственных связей (*рис. 5*).

Как видно из рисунка 5, для двух временных срезов (2022 и 2024 гг.) восприятие одной проблемы сопряжено с восприятием других. Это даёт основание считать совокупность проблем целостной системой. В отношении такой целостной системы естественно попытаться найти общий индекс *воспринимаемой проблемности социально-бытовой среды* (ВПСБС) для регионов России.

*Построение индекса ВПСБС*. Для этой цели в исследовании был использован компонентный анализ. Как оказалось, первая главная компонента из 17 объясняет более 50% общей дисперсии в оба года, что подчеркивает её высокую информативность. Далее будем интерпретировать первую главную компоненту как *индекс воспринимаемой проблемности социально-бытовой среды*, отражающий интегральную характеристику всей совокупности проблем, с которыми сталкивается население региона.

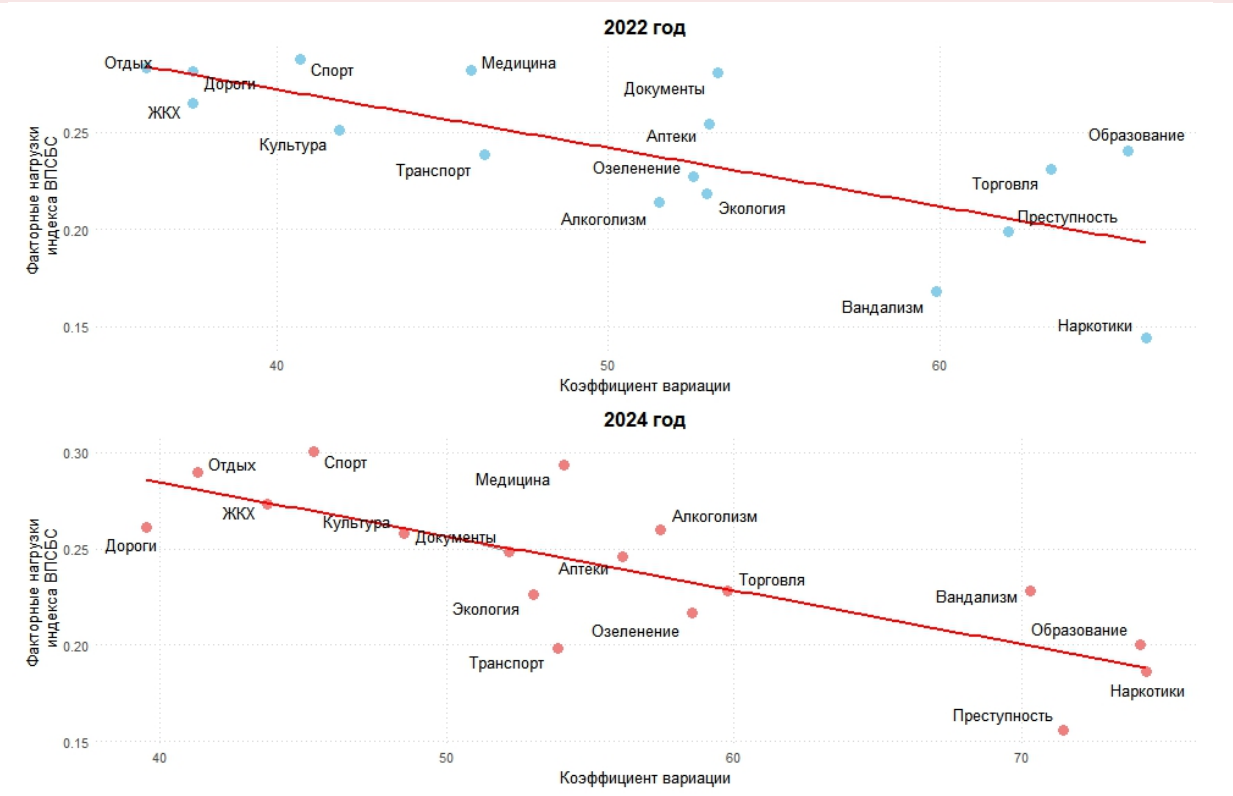
Индекс ВПСБС представляет собой взвешенную сумму всех 17 стандартизованных долей воспринимаемых проблем, причём веса (факторные нагрузки) определяются так, чтобы итоговая линейная комбинация объясняла максимально возможную долю межрегиональной дисперсии. Нулевое значение индекса соответствует среднему российскому региону:

Рис. 5. Граф непосредственных связей для уровней распространённости восприятия социально-бытовых проблем




Источник: составлено авторами.

Рис. 6. Коэффициент вариации долей респондентов, воспринимающих социально-бытовые проблемы, и факторные нагрузки индекса ВПСБС




Источник: составлено авторами.

положительные значения означают, что регион в целом более проблемный, чем средний, отрицательные – более благополучный.

Все факторные нагрузки на первую главную компоненту положительны и лежат в диапазоне 0,14–0,30. Наибольший вклад вносят спорт (0,29–0,30), медицина, отдых, дороги, документы, ЖКХ (0,26–0,29); наименьший – наркомания (0,14–0,19), преступность (0,16–0,20), вандализм (0,17–0,23). На *рисунке 6* показано, что нагрузки убывают с ростом коэффициента вариации. Другими словами, чем большей межрегиональной дифференциацией характеризуется проблема, тем меньше она влияет на общий фактор. Причина в том, что высокая межрегиональная дисперсия редких проблем соответствует по большей части уникальным, специфичным проблемам. Из этого следует, что индекс ВПСБС измеряет прежде всего состояние повседневной среды: инфраструктуры, услуг, ЖКХ. К проблемам социального неблагополучия индекс малочувствителен, и для их мониторинга нужны отдельные инструменты.

*Устойчивость структуры индекса ВПСБС.* В период 2022–2024 гг. факторные нагрузки изменились незначительно (*табл. 3*). Наиболее заметно выросли нагрузки проблем социального неблагополучия: вандализм (+0,06), алкоголизм (+0,05), наркомания (+0,04) и снизились нагрузки преступности, образования и транспорта (по -0,04).

Косинус угла между векторами нагрузок 2022 и 2024 гг. равен 0,993, что соответствует почти коллинеарности этих векторов. Более формальная статистическая проверка гипотезы о коллинеарности векторов факторных нагрузок на основании теста, описанного в статье ранее, ее не отвергает (тестовая статистика $W = 18,5$, а $p$-значение для нее 0,3). Значит, различия нагрузок статистически неотличимы от нуля.

Таким образом, второе и третье слагаемые разложения (4) можно считать нулевыми, и изменение индекса региона сводится к изменению самих региональных долей.

Поскольку стандартизация выполнена отдельно для каждого года, $\Delta I_i$ характеризует изменение *относительного* положения региона среди остальных, а не абсолютного уровня восприятия проблем.

*ВПСБС по регионам РФ.* В *таблице 4* приведены десять регионов с наименьшими, а в *таблице 5* – наибольшими значениями индекса воспринимаемой проблемности социально-бытовой среды за 2022 и 2024 гг.

Семь из десяти регионов с наименьшими значениями индекса ВПСБС в 2022 году остались в десятке и в 2024 году. В этот список входят Москва, Санкт-Петербург, южные регионы

Таблица 3. Факторные нагрузки общего индекса ВПСБС

| Проблема | Факторные нагрузки 2022 г. | Факторные нагрузки 2024 г. | Изменение за период 2022–2024 гг. |
|---|---|---|---|
| Преступность | 0,20 | 0,16 | -0,04 |
| Медицина | 0,28 | 0,29 | 0,01 |
| Образование | 0,24 | 0,20 | -0,04 |
| Документы | 0,28 | 0,25 | -0,03 |
| Торговля | 0,23 | 0,23 | 0,00 |
| Аптеки | 0,25 | 0,25 | -0,01 |
| Культура | 0,25 | 0,26 | 0,01 |
| Отдых | 0,28 | 0,29 | 0,01 |
| Спорт | 0,29 | 0,30 | 0,01 |
| ЖКХ | 0,26 | 0,27 | 0,01 |
| Транспорт | 0,24 | 0,20 | -0,04 |
| Озеленение | 0,23 | 0,22 | -0,01 |
| Дороги | 0,28 | 0,26 | -0,02 |
| Вандализм | 0,17 | 0,23 | 0,06 |
| Наркотики | 0,14 | 0,19 | 0,04 |
| Алкоголизм | 0,21 | 0,26 | 0,05 |
| Экология | 0,22 | 0,23 | 0,01 |
| Источник: составлено авторами. | | | |

Таблица 4. Десять регионов с наименьшими значениями индекса ВПСБС

| 2022 г. | 2024 г. |
|---|---|
| Краснодарский край (-2,72) | Краснодарский край (-3,52) |
| Калининградская область (-2,85) | Липецкая область (-3,59) |
| Тюменская область (-3,36) | Республика Хакасия (-3,75) |
| г. Севастополь (-4,29) | г. Санкт-Петербург (-4,29) |
| г. Санкт-Петербург (-4,32) | Тюменская область (-4,44) |
| Белгородская область (-5,25) | г. Севастополь (-4,52) |
| г. Москва (-5,52) | Белгородская область (-5,31) |
| Кабардино-Балкарская Республика (-5,72) | г. Москва (-5,64) |
| Республика Ингушетия (-7,47) | Северная Осетия–Алания (-6,14) |
| Чеченская Республика (-8,38) | Чеченская Республика (-7,57) |
| Источник: составлено авторами. | |

Таблица 5. Десять регионов с наибольшими значениями индекса ВПСБС

| 2022 год | 2024 год |
|---|---|
| Амурская область (2,94) | Саратовская область (2,90) |
| Республика Марий Эл (3,54) | Ивановская область (2,90) |
| Красноярский край (3,61) | Псковская область (3,32) |
| Иркутская область (3,71) | Тамбовская область (3,49) |
| Тверская область (4,04) | Забайкальский край (3,54) |
| Республика Бурятия (4,41) | Республика Карелия (3,54) |
| Орловская область (4,44) | Тверская область (3,80) |
| Астраханская область (5,07) | Еврейский АО (4,97) |
| Забайкальский край (6,55) | Хабаровский край (6,75) |
| Республика Тыва (9,12) | Камчатский край (6,77) |
| Источник: составлено авторами. | |

(Краснодарский край, Севастополь, Белгородская область), Тюменская область и республики Северного Кавказа. Перечень регионов с наибольшими значениями индекса ВПСБС, напротив, подвижен. Из десятки с наибольшим индексом ВПСБС за 2022 год в 2024 году удержались лишь Забайкальский край и Тверская область. При этом состав «неблагополучного» полюса не случаен географически. В нём в оба года доминируют регионы Дальнего Востока и Восточной Сибири (Тыва, Забайкалье, Бурятия, Амурская область, Иркутская область в 2022 году; Камчатка, Хабаровский край, Еврейская АО, Забайкалье в 2024 году) и депрессивные области Центральной России, Поволжья и Северо-Запада. Ранговая корреляция Спирмена индексов за два года по всем регионам составляет 0,53.

***Связь индекса ВПСБС с объективными региональными характеристиками***

Заключительный вопрос – насколько субъективный индекс отражает объективные условия жизни в регионе. Из объективных региональных характеристик с помощью анализа непосредственных связей отобраны четыре, непосредственно связанные с индексом ВПСБС: смертность населения старше трудоспособного возраста на 100 тыс. человек (Mort); удельный вес жилищного фонда, оборудованного всеми видами благоустройства, % (HousEq); доля граждан, ведущих здоровый образ жизни, % (HLS); ввод жилья в многоквартирных домах на душу населения, м$^2$/чел. (HousNew). Добавление других показателей ухудшало информационные критерии и повышало дисперсию оценок из-за мультиколлинеарности. Отдельно для каждого года оценивалась модель:

$$I_{\text{i}} = \beta_0 + \beta_1 \cdot Mort_{\text{i}} + \beta_2 \cdot HousEq_{\text{i}} + \\ + \beta_3 \cdot HLS_{\text{i}} + \beta_4 \cdot HousNew_{\text{i}} + \varepsilon_{\text{i}}, \quad (11)$$

где $I_{\text{i}}$ – значение индекса ВПСБС для $i$-го региона.

Так как в регрессии (13) используемые объясняющие переменные измеряются в разных единицах, то для сопоставления относительной силы влияния факторов оцениваются стандартизованные $\beta$-коэффициенты (*табл. 6*).

Модель (13) удовлетворяет всем диагностическим требованиям (табл. 7). Знаки коэффициентов одинаковы в оба года и содержательно ожидаемы. В регионах с более высокой смертностью населения старших возрастов люди чаще фиксируют проблемность среды проживания; благоустроенный жилищный фонд, распространённость здорового образа жизни и активное жилищное строительство, напротив, сопряжены с меньшим восприятием проблем. Совпадает и ранжирование факторов по силе: смертность – благоустройство – здоровый образ жизни – ввод жилья. Смертность остаётся самой сильной объясняющей переменной в оба года.

Вместе с тем объясняющая способность модели существенно снизилась: $\Delta R^2$ = -0,19, $\Delta R^2_{LOO}$ = -0,22. Стандартные ошибки в 2024 году выросли на четверть-треть, два коэффициента из четырёх потеряли значимость на уровне 5% (оставаясь значимыми на уровне 10%). При неизменной спецификации это указывает на снижение доли межрегиональной дисперсии индекса, объясняемой объективными характеристиками.

**Обсуждение**

Главный содержательный итог работы состоит в том, что агрегированные субъективные оценки населения в регионах РФ действительно «схватывают» объективные различия между регионами, что согласуется с выводами исследования для штатов США (Oswald, Wu, 2010).

Особенно показательна роль смертности в старших возрастах. Мы трактуем её не как узкомедицинскую характеристику, а как интегральный барометр качества социальной среды, поскольку считаем, что этот показатель отражает совокупное влияние условий жизни. Такая трактовка находит подтверждение в работах российских исследователей (Воронин, 2021; Назарова, 2012; Назарова и др., 2024). Связь субъективного благополучия со здоровьем населения устойчиво воспроизводится и в межстрановых данных (Deaton, 2008).

Таблица 6. Стандартизованные коэффициенты модели (13) для ВПСБС, 2022 и 2024 гг.

| Объясняющая переменная | Оценка 2022 | Ст. ошибка | p-знач. | Оценка 2024 | Ст. ошибка | p-знач. |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Mort – смертность населения старше трудоспособного возраста, на 100 тыс. чел. | 0,402*** | 0,077 | <0,001 | 0,325** | 0,101 | 0,002 |
| HousEq – благоустройство жилищного фонда, % | -0,338*** | 0,082 | <0,001 | -0,246* | 0,104 | 0,021 |
| HLS – доля людей, ведущих здоровый образ жизни, % | -0,244** | 0,079 | 0,003 | -0,224. | 0,114 | 0,053 |
| HousNew – ввод жилья в МКД, м²/чел. | -0,193* | 0,077 | 0,014 | -0,196. | 0,103 | 0,062 |
| Значимость: *** p < 0,001; ** p < 0,01; * p < 0,05; . p < 0,10.<br>Источник: расчёты авторов на основе данных КОУЖ 2022, КОУЖ 2024; Росстат (2023). Регионы России. Социально-экономические показатели. 2023: стат. сб.; Росстат (2025). Регионы России. Социально-экономические показатели. 2025: стат. сб. | | | | | | |

Таблица 7. Диагностика регрессионной модели (10) по данным за 2022 и 2024 гг.

| Показатель | 2022 г. | 2024 г. |
|---|---|---|
| $R^2$ | 0,6262 | 0,4353 |
| $\Delta R^2_{LOO}$ | 0,5696 | 0,354 |
| Бутстрап $R^2$ | [0,504; 0,739] | [0,356; 0,609] |
| Тест Бройша – Пагана | Гомоскедастичность | Гомоскедастичность |
| Тест Харке – Бера | Нормальность | Нормальность |
| Максимальный коэффициент инфляции дисперсии VIF | 1,30<br>отсутствие мультиколлинеарности | 1,42<br>отсутствие мультиколлинеарности |
| Источник: составлено авторами. | | |

Три остальных фактора (благоустройство жилья, здоровый образ жизни и жилищное строительство) интересны тем, что два из них характеризуют накопленный «запас» среды (качество жилищного фонда и здоровье населения), а третий – её видимое обновление. Похоже, что для субъективной оценки важно не только состояние, но и динамика: там, где строят, люди склонны оценивать среду лучше при прочих равных.

Также требует интерпретации и падение $R^2$ с 0,63 до 0,44 при близости регрессионных коэффициентов объясняющих переменных. Поскольку наблюдается снижение среднего уровня недовольства при росте межрегиональной дифференциации, то это может означать, что в данных стало больше «шума», который не объясняется объективными показателями. Относительно межрегиональной дифференциации отметим также устойчивость «благополучного» полюса и неустойчивость «неблагополучного» (см. табл. 4, 5). Благополучие регионов-лидеров, судя по всему, структурно закреплено.

**Выводы**

В работе предложен индекс воспринимаемой проблемности социально-бытовой среды для субъектов РФ, построенный с использованием микроданных КОУЖ 2022 и 2024 гг. – обследования, уникального по объёму выборки и детальности блока о проблемах места проживания, но до сих пор мало использовавшегося для регионального анализа. Методологический вклад состоит в применении аппарата непосредственных связей для обоснования того, что интенсивность различных рассматриваемых проблем допускает агрегирование, и в процедуре формальной проверки сопоставимости индекса во времени – проверки гипотезы о совпадении первых главных компонент для зависимых выборок. Насколько нам известно, при построении интегральных индикаторов с использованием компонентного анализа такая проверка обычно не проводится, хотя без неё динамика индекса не интерпретируема.

Сформулируем основные выводы исследования:

1) за 2022–2024 гг. доля респондентов, называющих проблему мешающей нормальной жизни, снизилась по всем 17 позициям (от -1,4% для преступности до -8,9% для доступности медицины), при этом иерархия проблем не изменилась, на первом месте остается проблема, связанная с дорогами;

2) восприятие проблем среды монотонно растёт по мере уменьшения размера населённого пункта по 15 из 17 проблем. Однако за 2022–2024 гг. распространённость восприятия проблем снизилась, кроме доступности общественного транспорта в крупных городах; снижение меньше в крупных городах в сравнении другими типами населенных пунктов, что способствует сокращению разрыва;

3) возрастные группы различаются приоритетами (досуг у молодых, медицина и инфраструктура у старших);

4) образовательные группы различаются уровнем восприятия социально-бытовых проблем; разрыв между образовательными группами сокращается за счёт более значительного снижения восприятия социально-бытовых проблем менее образованными респондентами;

5) на региональном уровне снижение среднего уровня восприятия проблем сопровождалось сокращением абсолютной межрегиональной дисперсии по 16 из 17 проблем, но ростом относительной неоднородности (коэффициента вариации) по 14 из них; выравнивание и в относительном выражении зафиксировано лишь по доступу к торговым точкам и получению документов;

6) совокупность 17 проблем образует систему непосредственных связей в 2022 и 2024 гг., что обосновывает построение интегрального индикатора; первая главная компонента объясняет более половины общей дисперсии; наибольшие нагрузки имеют повсеместные проблемы среды (спорт, медицина, отдых, дороги, ЖКХ), наименьшие – редкие проблемы социального неблагополучия (наркомания, преступность, вандализм), которым нужны отдельные инструменты мониторинга;

7) структура индекса ВПСБС статистически неизменна, поэтому изменения индекса ВПСБС за период отражают изменение оценок населения, а не весов, и значения индекса за разные годы можно сравнивать напрямую;

8) нижняя часть распределения индекса ВПСБС (столицы, южные регионы, республики Северного Кавказа) устойчива – семь регионов из десяти сохранили позиции; верхний полюс (Дальний Восток, Восточная Сибирь, депрессивные области Центра и Поволжья) неустойчив – в десятке остались лишь два региона;

9) индекс ВПСБС устойчиво связан с четырьмя объективными региональными характеристиками: положительно – со смертностью населения старше трудоспособного возраста, отрицательно – с благоустройством жилищного фонда, распространённостью здорового образа жизни и вводом жилья в многоквартирных домах. Влияние этих факторов в 2022 и 2024 гг. изменилось незначительно.

Практическое значение результатов сводится к простому тезису: обнадёживающие средние по стране скрывают растущий разброс, и оценивать эффективность региональной политики следует по распределению, а не по среднему. Индекс ВПСБС может служить инструментом мониторинга для сопоставления регионов, отслеживания их относительной динамики и выявления территорий и сфер, где положительные изменения пока людьми не ощущаются.

## Литература


Айвазян С.А. (2003). Эмпирический анализ синтетических категорий качества жизни населения // Экономика и математические методы. Т. 39. № 3. С. 19–53.

Айвазян С.А. (2012). Анализ качества и образа жизни населения. Москва: Наука. 432 с.

Андреенкова А.В. (2010). Сравнительный анализ удовлетворённости жизнью и определяющих её факторов // Мониторинг общественного мнения: экономические и социальные перемены. № 5 (99). С. 189–215.

Воронин Г.Л. (2021). Смертность как социальная проблема: 2001–2017 гг. // Вестник Института социологии. Т. 12. № 3. С. 189–208.

Гаврилец Ю.Н., Клименко К.В., Кудров А.В. (2016). Статистический анализ факторов социальной напряжённости в России // Экономика и математические методы. Т. 52. № 1. С. 45–66.

Гаврилец Ю.Н., Кудров А.В., Тараканова И.В. (2022). Статистический анализ и моделирование взаимосвязи региональной экономики и науки // Экономика и математические методы. Т. 58. № 4. С. 56–70.

Зубаревич Н.В. (2010). Регионы России: неравенство, кризис, модернизация. Москва: Независимый институт социальной политики. 160 с.

Козырева П.М., Низамова А.Э., Смирнов А.И. (2015). Счастье и его детерминанты (статья 1) // Социологические исследования. № 12. С. 120–132.

Коломак Е.А. (2010). Межрегиональное неравенство в России: экономический и социальный аспекты // Пространственная экономика. № 1. С. 26–35.

Назарова И.Б. (2012) Здоровье в представлении жителей России // Общественные науки и современность. № 2. С. 92–102.

Назарова И.Б., Карпова В.М., Ляликова С.В. (2024). Потенциал здоровья населения: состояние и взаимосвязь с характеристиками российских регионов // Экономические и социальные перемены: факты, тенденции, прогноз. Т. 17. № 3. С. 174–189.

Римашевская Н.М. (2002). Социальные последствия экономических трансформаций в России // Народонаселение. № 4. С. 5–22.

Римашевская Н.М. (2010). Человек и реформы. Новый социальный контекст. Москва: Наука. 320 с.

Степанов В.С., Бобков В.Н., Шамаева Е.Ф., Одинцова Е.В. (2022). Построение модели, связывающей индикатор уровня жизни населения с комплексом показателей социально-экономической политики в регионах России // Уровень жизни населения регионов России. Т. 18. № 4. С. 450–465.

Anderson T.W. (1963). Asymptotic theory for principal component analysis. *Annals of Mathematical Statistics*, 34(1), 122–148.

Andrews F.M., Withey S.B. (1976). *Social Indicators of Well-Being: Americans' Perceptions of Life Quality.* New York: Plenum Press.

Beran R., Srivastava M.S. (1985). Bootstrap tests and confidence regions for functions of a covariance matrix. *Annals of Statistics*, 13(1), 95–115.

Campbell A., Converse P.E., Rodgers W.L. (1976). *The Quality of American Life: Perceptions, Evaluations, and Satisfactions.* New York: Russell Sage Foundation.

Deaton A. (2008). Income, health, and well-being around the world: Evidence from the Gallup World Poll. *Journal of Economic Perspectives*, 22(2), 53–72.

Diener E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 95(3), 542–575.

Diener E., Suh E.M., Lucas R.E., Smith H.L. (1999). Subjective well-being: Three decades of progress. *Psychological Bulletin*, 125(2), 276–302.

Easterlin R.A. (1974). Does economic growth improve the human lot? Some empirical evidence. In: David P.A., Reder M.W. (Eds). *Nations and Households in Economic Growth: Essays in Honor of Moses Abramovitz.* New York: Academic Press.

Efron B. (1979). Bootstrap methods: Another look at the jackknife. *Annals of Statistics*, 7(1), 1–26.

Efron B., Tibshirani R.J. (1993). *An Introduction to the Bootstrap*. New York: Chapman & Hall.

Frey B.S., Stutzer A. (2002). What can economists learn from happiness research? *Journal of Economic Literature*, 40(2), 402–435.

Hair J.F., Black W.C., Babin B.J., Anderson R.E. (2010). *Multivariate Data Analysis. 7th ed.* Upper Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall.

Hastie T., Tibshirani R., Friedman J. (2009). *The Elements of Statistical Learning: Data Mining, Inference, and Prediction. 2nd ed.* New York: Springer.

Kahneman D., Krueger A.B. (2006). Developments in the measurement of subjective well-being. *Journal of Economic Perspectives*, 20(1), 3–24.

Layard R. (2005). *Happiness: Lessons from a New Science*. London: Allen Lane.

Marmot M. (2005). Social determinants of health inequalities. *The Lancet*, 365(9464), 1099–1104.

Moore D.S. (1977). Generalized inverses, Wald's method, and the construction of chi-squared tests of fit. *Journal of the American Statistical Association*, 72(357), 131–137.

Oswald A.J., Wu S. (2010). Objective confirmation of subjective measures of human well-being: Evidence from the U.S.A. *Science*, 327(5965), 576–579.

Rao C.R., Mitra S.K. (1971). *Generalized Inverse of Matrices and Its Applications.* New York: Wiley.

Stiglitz J.E., Sen A., Fitoussi J.-P. (2009). *Report by the Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress.* Paris.

Veenhoven R. (2002). Why social policy needs subjective indicators. *Social Indicators Researc*h, 58(1-3), 33–45.

## Сведения об авторах

Юрий Николаевич Гаврилец – доктор экономических наук, профессор, главный научный сотрудник, заведующий лабораторией, Центральный экономико-математический институт РАН (Российская Федерация, 117418, г. Москва, Нахимовский пр-т, д. 47; e-mail: yurkag@mail.ru)

Александр Владимирович Кудров – кандидат физико-математических наук, доцент, ведущий научный сотрудник, заведующий лабораторией, Центральный экономико-математический институт РАН (Российская Федерация, 117418, г. Москва, Нахимовский пр-т, д. 47; e-mail: kovlal@inbox.ru)

Ираида Васильевна Тараканова – научный сотрудник, Центральный экономико-математический институт РАН (Российская Федерация, 117418, г. Москва, Нахимовский пр-т, д. 47; e-mail: yurkag@mail.ru)

Gavrilets Yu.N., Kudrov A.V., Tarakanova I.V.

# Regional and Socio-Demographic Differences in the Perception of Social and Everyday Problems and Their Relationship with Objective Regional Characteristics

**Abstract.** Quality of life is usually measured through what the population has at its disposal: income, consumption, and access to services. This study takes the reverse approach: the living environment is assessed through what residents themselves believe prevents them from living normally. The study aims to construct an index of perceived problem severity of the social and living environment for the constituent entities of the Russian Federation, to test the stability of its structure over time, and to identify the objective regional characteristics with which it is associated. The study draws on microdata from Rosstat's Comprehensive Survey of Living Conditions (CSLC) for 2022 and 2024 (about 100,000 respondents in each wave) on 17 social and everyday problems. The perception of these problems is examined across socio-demographic groups and regions. Between 2022 and 2024, the share of respondents reporting the presence of a problem declined for all 17 items; however, gaps between some respondent groups did not narrow. At the regional level, absolute interregional variance decreased for 16 problems, whereas relative heterogeneity (coefficient of variation) increased for most of them, meaning that improvements were distributed unevenly across the territory. An analysis of direct associations shows that the 17 problems form an interconnected system. This justifies aggregating them into a single index based on principal component analysis. A procedure is proposed for testing the hypothesis that the first principal components are equal across the two years for dependent samples (the same regions), based on the paired bootstrap and the Wald statistic; the hypothesis is not rejected, so index values are directly comparable across years. Regression analysis revealed a stable relationship between the index of perceived problem severity of the social and living environment and four objective regional characteristics: mortality among the population above working age, housing stock improvement, prevalence of a healthy lifestyle, and housing commissioned in apartment buildings. The explanatory power of the regression of the index on these factors declined noticeably by 2024, which is interpreted as an increasing role of factors not reflected in official statistics.

**Key words:** quality of life, social and everyday problems, subjective assessments, regions of Russia, CSLC, direct associations, principal component analysis, integral indicator, regional differentiation.

## Information about the Authors

Yuriy N. Gavrilets – Doctor of Sciences (Economics), Professor, Chief Researcher, head of laboratory, Central Economics and Mathematics Institute of the Russian Academy of Sciences (47, Nakhimovsky Avenue, Moscow, 117418, Russian Federation; e-mail: yurkag@mail.ru)

Aleksandr V. Kudrov – Candidate of Sciences (Physics and Mathematics), Associate Professor, Leading Researcher, head of laboratory, Central Economics and Mathematics Institute of the Russian Academy of Sciences (47, Nakhimovsky Avenue, Moscow, 117418, Russian Federation; e-mail: kovlal@inbox.ru)

Iraida V. Tarakanova – Researcher, Central Economics and Mathematics Institute of the Russian Academy of Sciences (47, Nakhimovsky Avenue, Moscow, 117418, Russian Federation; e-mail: yurkag@mail.ru)

Статья поступила 04.09.2025.