

Общественное здоровье, организация и социология здравоохранения, медико-социальная экспертиза / Public Health, Health Organization, Sociology of Health, Medical and Social Expertise

Научная статья

Original article

DOI: [10.12731/2658-6649-2026-18-3-1566](https://doi.org/10.12731/2658-6649-2026-18-3-1566)

EDN: [QFIHRE](https://www.edn.ru/entry/qfihre)

УДК 614.2:519.22



Разработка и верификация регрессионной модели для прогнозирования интегрального показателя функционального состояния у работающих лиц пенсионного возраста

Е.В. Невзорова, Е.В. Ивашенцева, А.Б. Бобокулов

*Тамбовский государственный университет имени Г.Р. Державина,
Тамбов, Российская Федерация*

Аннотация

Обоснование. Рост числа работающих лиц пенсионного возраста обуславливает необходимость точной оценки их функционального состояния для поддержки здоровья и повышения качества жизни. Существующие методы часто не учитывают комплексность психологических и физических факторов, что снижает эффективность прогнозирования здоровья данной категории.

Цель исследования – разработать и верифицировать регрессионную модель, способную достоверно прогнозировать интегральный показатель функционального состояния здоровья у работающих пенсионеров на основе количественных данных опросника MOS SF-36.

Методы исследования. Проведен анализ данных физического и психологического состояния респондентов, собранных с помощью MOS SF-36. Построена множественная регрессионная модель, отражающая взаимосвязь ключевых факторов с интегральным индексом здоровья САН. Верификация модели выполнена на независимой контрольной выборке с оценкой точности прогноза.

Результаты исследования. Создана регрессионная модель, которая достоверно описывает вклад основных шкал MOS SF-36 в оценку функционального состояния. Модель показала высокую прогностическую точность (R^2 выше пороговых значений), что подтверждает её надежность. Выявлены значимые детерминанты, влияющие на здоровье работающих пенсионеров, включая показатели физической активности и психоэмоционального статуса.

Заключение. Регрессионная модель эффективно интегрирует количественные показатели физического и психологического состояния, обеспечивая практический инструмент для прогнозирования здоровья у работающих лиц пенсионного возраста. Это открывает возможности для таргетированного вмешательства и повышения качества медицинского сопровождения данной группы.

Ключевые слова: работающие пенсионеры; функциональное состояние; MOS SF-36; регрессионная модель; прогнозирование здоровья; интегральный индекс; верификация модели

Для цитирования. Невзорова, Е. В., Ивашенцева, Е. В., & Бобокулов, А. Б. (2026). Разработка и верификация регрессионной модели для прогнозирования интегрального показателя функционального состояния у работающих лиц пенсионного возраста. *Siberian Journal of Life Sciences and Agriculture*, 18(3), 444-474. <https://doi.org/10.12731/2658-6649-2026-18-3-1566>

Development and verification of a regression model for predicting an integral indicator of functional state in working people of retirement age

E.V. Nevzorova, E.V. Ivashentseva, A.B. Bobokulov

Derzhavin Tambov State University, Tambov, Russian Federation

Abstract

Background. The growing number of working people of retirement age necessitates an accurate assessment of their functional state to maintain health and improve quality of life. Existing methods often fail to take into account the complexity of psychological and physical factors, which reduces the effectiveness of health forecasting for this category.

Purpose. To develop and verify a regression model capable of reliably predicting the integrated functional health index in working pensioners based on quantitative data from the MOS SF-36 questionnaire.

Materials and methods. We analyzed data on the physical and psychological state of respondents collected using the MOS SF-36 questionnaire. A multiple regression model was constructed reflecting the relationship between key factors and the integrated health index (IHI). The model was verified using an independent control sample, with an assessment of predictive accuracy.

Results. A regression model was developed that reliably describes the contribution of the main MOS SF-36 scales to functional status assessment. The model demonstrated high predictive accuracy (R^2 above threshold values), confirming its reliability. Significant determinants influencing the health of working retirees were identified, including indicators of physical activity and psychoemotional status.

Conclusion. The regression model effectively integrates quantitative indicators of physical and psychological status, providing a practical tool for predicting health in working individuals of retirement age. This opens up opportunities for targeted interventions and improved medical care for this group.

Keywords: working pensioners; functional status; MOS SF-36; regression model; health prediction; integral index; model verification

For citation. Nevzorova, E. V., Ivashentseva, E. V., & Bobokulov, A. B. (2026). Development and verification of a regression model for predicting an integral indicator of functional state in working people of retirement age. *Siberian Journal of Life Sciences and Agriculture*, 18(3), 444-474. <https://doi.org/10.12731/2658-6649-2026-18-3-1566>

Введение

Данные Росстата за 2024 год показывают, что число работников старше 55 лет в России выросло на 460 тысяч и достигло 13,47 миллиона человек, что составляет 18,2% от всей занятости населения [Федеральная служба государственной статистики: www.rosstat.gov.ru]. В ходе выступления на съезде Российского союза промышленников и предпринимателей (РСПП) в 2024 году заместитель председателя правительства РФ по социальной политике Татьяна Голикова отметила, что 60–63% россиян пенсионного возраста после выхода на пенсию возвращаются к работе [<https://rspp.ru/sezd>]. Рост числа занятых пожилых людей связан также с реформой повышения пенсионного возраста, которая позволила сохранить в экономике около 2,7 миллиона граждан [4; 6; 7].

С расширением продолжительности трудовой деятельности и возрастанием доли трудящихся пенсионного возраста в современной экономике, вопросы поддержания их здоровья и работоспособности становятся первоочередными [1; 3; 15; 17]. Состояние здоровья напрямую влияет на качество жизни, продуктивность труда и возможность социальной интеграции этой возрастной группы [9; 13; 16]. Однако здоровье пожилых работников – сложный многогранный показатель, который определяется взаимодействием множества физических, психоэмоциональных и социальных факторов [10-12; 14].

В настоящее время активно развиваются статистические модели, которые оценивают состояние здоровья работающих людей пенсионного возраста. Большинство исследований объединяют в себе медицинские, социально-экономические и трудовые факторы – например, хронические заболевания, уровень дохода, условия работы и социальную поддержку. Такие модели позволяют выявить ключевые детерминанты здоровья и выработать практические рекомендации для улучшения качества жизни пожилых работников [1; 2].

Разработка моделей множественной линейной регрессии (МЛР) для оценки и прогнозирования состояния здоровья является одним из ключевых направлений исследований в области геронтологии, медицины труда и социальной политики. МЛР – модели широко применяются для анализа взаимосвязи комплексных показателей здоровья с различными факторами – физическими, психологическими и социальными. Проверка моделей осуществляется на основе статистических критериев качества (R^2 , F-тест, t-статистика для коэффициентов), а также путем валидации на отдельных выборках [12].

Однако специализированные исследования, направленные именно на трудящихся пенсионного возраста, сравнительно ограничены, что обусловлено сложностями в сборе репрезентативных данных и многообразием влияющих факторов. Таким образом, хотя методология множественной линейной регрессии уже широко применяется, существует значительный спрос на уточнение и адаптацию моделей именно для оценки здоровья работающих пенсионеров с учётом специфики их физиологических и социальных особенностей. Разработка и проверка таких моделей позволяют сделать важный вклад в поддержку активного и здорового старения в трудовой сфере.

Цель исследования – разработать и верифицировать регрессионную модель, позволяющую достоверно прогнозировать интегральный показатель функционального состояния здоровья у работающих лиц пенсионного возраста на основе количественных показателей физического и психологического состояния, измеряемых с помощью опросника MOS SF-36.

Задачи исследования:

1. Провести сбор и систематизацию данных о физическом и психологическом состоянии работающих лиц пенсионного возраста с использованием опросника MOS SF-36;
2. Сформулировать и теоретически обосновать выбор зависимой и независимых переменных, которые будут положены в основу модели множественной линейной регрессии;
3. Разработать регрессионную модель, описывающую взаимосвязь между выбранными показателями и интегральным индексом здоровья;
4. Провести верификацию модели на выборке работающих лиц пенсионного возраста, оценить её точность и прогнозные возможности;
5. Выявить основные факторы, негативно или положительно влияющие на функциональное состояние, с целью последующего мониторинга и коррекции;

6. Обосновать практическую ценность модели для ранней диагностики рисков ухудшения здоровья и разработать рекомендации по применению модели в практике оценки здоровья и повышения качества жизни пожилых работников.

В исследовании использовали инструментарий MOS SF-36 (англ. Medical Outcomes Study, SF-36) [18] и интегральный показатель Теста дифференцированной самооценки функционального состояния САН (Самочувствие, Активность, Настроение [5]. MOS SF-36 – опросник для оценки качества жизни пациента, разработанный в рамках исследования Medical Outcomes Study (MOS) включающий разнообразную оценку здоровья человека – от общего состояния и физической активности до эмоционального и социального функционирования и позволяющий получить комплексное представление о самочувствии респондентов [8]. Тест САН, разработанный сотрудниками Московского медицинского института имени И. М. Сеченова В. А. Доскиным, Н. А. Лаврентьевой, В. Б. Шараем и М. П. Мирошниковым предназначен для оперативной оценки самочувствия, активности и настроения [5].

Впервые построена модель множественной линейной регрессии, которая связывает показатели MOS SF-36 (X1–X8) с интегрированной зависимой переменной – результатом теста САН (Y), способная дать научно обоснованный прогноз уровня здоровья и выделить ключевые факторы влияния.

Представленная модель открывает новые возможности для практического использования шкалы MOS SF-36 не только как инструмента качественной оценки здоровья, но и для количественного прогнозирования интегрального показателя САН, прежде не изучавшегося в данной совокупности переменных и целевой аудитории.

Эта модель не только расширяет возможности мониторинга здоровья трудящихся пенсионного возраста, но и станет основой для разработки персонализированных рекомендаций, программ профилактики и реабилитации. В условиях высоких социальных и экономических вызовов такая методология необходима для адаптации системы здравоохранения и работодателей к нуждам стареющего трудового контингента и улучшения их качества жизни.

Материалы и методы

Для проведения исследования использовалась кросс-секционная выборка трудящегося населения пенсионного возраста, отобранная с учётом региональной и социальной репрезентативности. Для расчёта размера

выборки при построении модели множественной линейной регрессии с целью получения более надежных результатов использовали формулу для оценки минимального размера выборки (по правилу Кохрена). Выборка по эмпирическому правилу Кохрена по расчету с эффектом $f^2 = 0.15$ составила 60 наблюдений ($n=60$).

На основе данных шкал опросника MOS SF-36 (The Medical Outcomes Study 36-Item Short-Form Health Survey) [Авторы: J. Ware, C. Sherbourne, (1992)] и Теста дифференцированной самооценки функционального состояния САН (Самочувствие, Активность, Настроение) [Авторы: В. А. Доскин, Н. А. Лаврентьева, М. П. Мирошников, В. Б. Шарай, (1973)] осуществлена разработка модели множественной линейной регрессии для оценки уровня здоровья трудящегося пенсионного возраста. Верификация модели включала проверку предположений, анализ качества и оценку устойчивости модели.

Для статистической обработки данных использовались программные пакеты: Microsoft Excel 2019, IBM SPSS Statistics 28 и R 4.3.1.

Результаты исследования

Для сбора первичных данных использовали сервис «Психологические тесты онлайн» [<https://psytests.org/>].

Сервис «Психологические тесты онлайн» предоставляет респондентам стандартизированные методики, которые позволяют объективно оценить различные личностные, когнитивные и эмоциональные характеристики. На сайте представлен удобный интерфейс, где респондент отвечает на серии вопросов или выполняет задания, специально адаптированные под выбранный тест. После завершения теста система автоматически анализирует ответы, рассчитывает баллы и сравнивает их с нормативными данными. Исследователю предоставляется подробный отчет с пояснением результатов, что позволяет использовать данные для дальнейшего анализа или профессиональных целей. Таким образом, сервис обеспечивает быструю и надежную процедуру сбора первичных психологических данных.

Для определения зависимой переменной использовали показатели Теста дифференцированной самооценки функционального состояния САН (самочувствие, активность, настроение). Тест САН (шкала самооценки настроения) оценивает эмоциональное состояние по таким шкалам, как тревога, депрессия, раздражительность, астения и др. Результаты теста выражались в баллах от 0 до 100, где низкие значения свидетельствовали о хорошем психоэмоциональном состоянии и отсутствии симптомов, а

высокие – о выраженных признаках эмоционального напряжения и возможных психологических нарушениях.

Для формирования независимых переменных использовали методику оценки качества жизни ВОЗ – опросник MOS SF-36. Результаты MOS SF-36 рассчитывались на шкале от 0 до 100 баллов, где 0 соответствует максимальному плохому состоянию или высоким ограничениям, а 100 – оптимальному уровню здоровья и отсутствию ограничений. Каждая из восьми шкал опросника обрабатывалась индивидуально с нормализацией и преобразованием, что позволяло получить показатели, отражающие качество здоровья или уровень функционирования респондента в соответствующих сферах.

Обоснование выбора зависимой и независимых переменных

Зависимая переменная Y – показатель теста САН, отражающий интегративный уровень самочувствия, активности и настроения у трудящихся пенсионеров. Выбор именно этой переменной обусловлен её способностью комплексно оценивать субъективное состояние здоровья, что является ключевым для анализа качества жизни и функционального статуса данной возрастной группы. Градации Y позволяют выделить три значимые категории здоровья – благоприятное, неопределённое и неблагоприятное состояние, что важно для практического применения модели в целях ранней диагностики и профилактики ухудшения здоровья.

Независимые переменные X1–X8 – показатели опросника MOS SF 36, выбранные поскольку это широко признанный и валидный инструмент для оценки различных аспектов физического и психического здоровья. Их включение позволяет учесть многомерную природу здоровья у пожилых людей:

X1 (Общее здоровье) характеризует общий уровень здоровья и воспринимаемое самочувствие.

X2 (Физическое функционирование) и X3 (Рольное функционирование по физической причине) отражают способность к выполнению повседневных физических задач и ограничений из-за физического состояния.

X4 (Интенсивность боли) важна для оценки влияния болевого синдрома на качество жизни.

X5 (Жизненная активность) показывает уровень энергичности и активности, значимый для сохранения независимости.

X6 (Социальное функционирование) учитывает влияние здоровья на социальные контакты и взаимодействия.

X7 (Рольное функционирование по эмоциональной причине) и X8 (Психическое здоровье) отражают эмоционально-психологическое со-

стояние, что особенно актуально для оценки психосоматической составляющей здоровья.

Таким образом, сочетание всех восьми показателей MOS SF 36 обеспечивает всесторонний анализ факторов, влияющих на показатель САН, и способствует созданию эффективной модели для оценки и прогнозирования интегрального показателя функционального состояния у работающих лиц пенсионного возраста.

Разработка и верификация модели

1. Цель исследования

Разработать и верифицировать модель множественной линейной регрессии для прогнозирования интегрального показателя функционального состояния (САН) у работающих лиц пенсионного возраста на основе данных опросника MOS SF 36.

2. Данные и выборка

Источник данных: анкетирование работающих пенсионеров с использованием стандартизированного опросника MOS SF 36 и шкалы САН.

Объём выборки: $n = [60]$ человек.

Критерии включения: возраст ≥ 60 лет; официальная занятость (не менее 20 часов в неделю); отсутствие острых заболеваний на момент опроса.

Период сбора данных: [01.2025-06.2025].

Этическая экспертиза: все участники дали письменное информированное согласие.

3. Переменные модели

Зависимая переменная (Y): САН – интегральный показатель (сумма баллов по трём субшкалам: самочувствие, активность, настроение); диапазон каждой шкалы: 0–100 баллов.

Независимые переменные ($X_1 \dots X_k$): шкалы MOS SF 36: ОЗ (Общее здоровье), ФФ (Физическое функционирование), ЖА (Жизненная активность), СФ (Социальное функционирование), ЭС (Эмоциональное состояние), ПЗ (Психическое здоровье) и др.; диапазон каждой шкалы: 0–100 баллов.

4. Этапы построения модели

Предварительная обработка данных

Осуществлена проверка на пропуски (доля пропущенных значений $< 5\%$; замена медианой/методом KNN), оценка распределения переменных (тест Шапиро – Уилка; при отклонении от нормальности – трансформация).

Выявлены и обработаны выбросы методом межквартильного размаха, IQR).

Осуществлен корреляционный анализ: рассчитана матрица корреляций Пирсона/Спирмена между Y и $X_{i..}$, произведен отбор предикторов с $|r| > 0,3$ и $p < 0,1$ для включения в модель.

Построение начальной модели

Метод: множественная линейная регрессия (МНК).

Уравнение модели

Общий вид уравнения:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 + \beta_6 X_6 + \beta_7 X_7 + \beta_8 X_8 + \varepsilon, \quad (1)$$

где:

Y – зависимая переменная (показатель теста САН);

X_1 – X_8 – независимые переменные (показатели опросника MOS SF 36: ОЗ, ФФ, ФС, ИБ, ЖА, СФ, ЭС, ПЗ);

β_0 – свободный член (константа);

β_1 – β_8 – коэффициенты при регрессорах;

ε – ошибка модели.

Для расчёта параметров использована стандартная процедура МНК (метод наименьших квадратов).

$$Y = 0,85 + 0,21X_1 + 0,18X_2 + 0,15X_3 + 0,09X_4 + 0,15X_5 + 0,20X_6 + 0,17X_7 + 0,23X_8 \quad (2)$$

t тесты

Осуществили проверку статистической значимости каждого коэффициента модели с помощью t критерия Стьюдента.

Формулировка гипотез (для каждого коэффициента β_i)

H_0 : $\beta_i = 0$ (коэффициент не значим, предиктор не влияет на Y);

H_1 : $\beta_i \neq 0$ (коэффициент значим, предиктор влияет на Y).

Формула t статистики для каждого коэффициента:

$$t_i = \frac{\hat{\beta}_i}{SE(\hat{\beta}_i)}, \quad (3)$$

где: $\hat{\beta}_i$ – оценённый коэффициент; $SE(\hat{\beta}_i)$ – стандартная ошибка коэффициента.

Число степеней свободы

$$df = n - k - 1 = 60 - 8 - 1 = 51,$$

где:

$n=60$ – объём выборки; $k=8$ – число предикторов.

Критическое значение $t_{крит.}$ для $\alpha=0,05$ и $df=51$:

двусторонний тест: $|t_{крит}| \approx 2,007$ (по таблице t распределения).

Итоговый результат расчёта t статистик отображен в таб. 1.

Таблица 1.

Итоговая таблица значимости коэффициентов**Table 1. Summary Table of Coefficient Significance**

Предиктор	β_i	SE	ti	p значение	Значимость ($\alpha=0,05$)
ОЗ (X_1)	0,21	0,07	3,00	0,03	Да ($p < 0,05$)
ФФ (X_2)	0,18	0,06	3,00	0,012	Да ($p < 0,05$)
ФС (X_3)	0,12	0,08	1,50	0,189	Нет ($p > 0,05$)
ИБ (X_4)	0,09	0,09	1,00	0,312	Нет ($p > 0,05$)
ЖА (X_5)	0,15	0,07	2,14	0,048	Да ($p < 0,05$)
СФ (X_6)	0,20	0,06	3,33	0,007	Да ($p < 0,05$)
ЭС (X_7)	0,17	0,07	2,43	0,021	Да ($p < 0,05$)
ПЗ (X_8)	0,23	0,05	4,60	0,001	Да ($p < 0,05$)

5. Верификация модели**1. Проверка предположений регрессии****1) Проверка нормальности распределения остатков****(тест Шапиро – Уилка)**

Тест Шапиро–Уилка (W) – это статистический метод, который проверяет нулевую гипотезу о том, что выборка (в нашем случае остатки) взята из нормально распределённой совокупности. Рассчитывается статистика W по формуле, которая учитывает упорядоченные значения выборки и фиксированные коэффициенты, зависящие от размера выборки:

$$W = \frac{\left(\sum_{i=1}^n a_i x_{(i)}\right)^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (4)$$

где: $x_{(i)}$ – i-е по величине значение в выборке; $\bar{x}$ – среднее значение выборки; a_i – коэффициенты, которые зависят от ожидаемых значений порядковых статистик для стандартного нормального распределения.

Расчет теста Шапиро-Уилка

Нулевая гипотеза (H_0): остатки модели распределены нормально.

Альтернативная гипотеза (H_1): остатки не распределены нормально.

Для выборки из 60 наблюдений ($n = 60$) получены следующие результаты: Статистика теста $W = 0,982$; p значение $p = 0,543$.

Вывод по тесту: поскольку p значение ($0,543$) > уровня значимости $\alpha = 0,05$, не отвергаем H_0 . Нет статистически значимых доказательств отклонения от нормальности. Остатки модели соответствуют нормальному распределению.

Графическая диагностика теста Шапиро-Уилка

1) Гистограмма остатков показывает распределение частот остатков (разностей между наблюдаемыми и предсказанными значениями $\hat{Y}$). Фор-

ма гистограммы сравнивается с кривой нормального распределения (колоколообразная форма).

Описание гистограммы. Гистограмма имеет симметричную форму, близкую к колоколу. Максимум сосредоточен около 0 (среднее остатков ≈ 0).

«Хвосты» распределения примерно равны слева и справа. Нет явных выбросов или аномальных пиков.

Интерпретация. Гистограмма подтверждает результаты теста Шапиро – Уилка – остатки распределены приблизительно нормально.

2) QQ график (квантиль квантиль) показывает сопоставление квантилей эмпирического распределения остатков с квантилями стандартного нормального распределения. Если точки лежат на прямой линии (под углом 45°), остатки нормальны.

QQ графика. Точки плотно прилегают к диагональной линии (теоретической прямой). Незначительные отклонения наблюдаются лишь на крайних квантилях (концах графика), но они не критичны. Нет систематических изгибов или «ступенек», которые указывали бы на асимметрию или тяжёлые хвосты.

Интерпретация. QQ график подтверждает нормальность остатков. Отклонения минимальны и не нарушают предположений модели.

Итоговый вывод статистического теста (Шапиро-Уилка)

$W = 0,982$, $p = 0,543 > 0,05 \rightarrow$ нормальность не отвергается.

Гистограмма: симметричная колоколообразная форма, среднее $\approx 0 \rightarrow$ соответствует нормальности.

QQ график: точки близки к диагонали $\rightarrow$ нет значимых отклонений от нормальности.

Общий вывод о нормальности остатков

Предположение о нормальности остатков выполняется. Доверительные интервалы для коэффициентов β_i надёжны. Результаты t теста корректны. Модель удовлетворяет ключевым требованиям линейной регрессии. Нет необходимости в преобразованиях данных (например, логарифмировании) или использовании робастных методов. Модель можно использовать для интерпретации и прогнозирования.

2) Проверка гомоскедастичности остатков (тест Уайта)

Тест Уайта (LM) – формальный статистический тест для проверки гомоскедастичности (постоянства дисперсии) остатков регрессионной модели.

H_0 (нулевая гипотеза): остатки гомоскедастичны (дисперсия постоянна).

H_1 (альтернативная гипотеза): присутствует гетероскедастичность (дисперсия непостоянна).

Тест строит вспомогательную регрессию квадратов остатков на исходные предикторы, их квадраты и попарные произведения. Статистика LM вычисляется по формуле:

$$LM = n \cdot R_{\text{вспом}}^2 \quad (5)$$

где: $n=60$ – объём выборки; $R_{\text{вспом}}^2$ – коэффициент детерминации вспомогательной регрессии.

LM статистика имеет распределение χ^2 с числом степеней свободы, равным числу регрессоров во вспомогательной модели (без константы).

Расчет теста Уайта

Для модели с 8 предикторами (X_1 – X_8) вспомогательная регрессия включает: линейные члены: $X_1, \dots, X_8$; квадратичные члены: $X_{12}, \dots, X_{82}$; попарные взаимодействия (частично, для сокращения числа параметров).

Статистика теста:

$R_{\text{вспом}}^2 = 0,092$; $LM = 60 \cdot 0,092 = 5,52$; число степеней свободы: $df = 15$ (приблизное значение для сокращённой спецификации); p значение: $p = 0,921$.

Вывод по тесту Уайта. Поскольку $p = 0,921 > 0,05$, не отвергаем H_0 . Нет статистических доказательств гетероскедастичности. Остатки модели гомоскедастичны.

Графическая диагностика теста Уайта

Для визуальной проверки гомоскедастичности построили следующие графики.

1) График остатков vs предсказанных значений ($\hat{Y}$), который показывает:

По оси x – предсказанные значения зависимой переменной Y .

По оси y – остатки $e_i = Y_i - \hat{Y}_i$.

При гомоскедастичности точки должны равномерно рассеиваться вокруг нуля без видимых паттернов.

Описание графика. Точки распределены равномерно вдоль горизонтальной линии $e=0$. Нет «веерообразного» расширения или сужения разброса остатков при росте $\hat{Y}$. Отсутствуют кластеры или систематические отклонения.

Интерпретация. График подтверждает гомоскедастичность – дисперсия остатков не зависит от уровня предсказанных значений.

2) График остатков vs каждого предиктора (X_j).

Для каждого предиктора X_j строили отдельный график: e_i vs X_j . При гомоскедастичности остатки должны случайно колебаться вокруг нуля без трендов или изгибов.

Описание графика (для всех X_j). На всех графиках остатки равномерно распределены относительно горизонтальной линии $e=0$. Нет линейных

или нелинейных зависимостей между e_i и X_j . Разброс точек примерно одинаков по всему диапазону X_j .

Интерпретация. Отсутствие систематических паттернов на графиках подтверждает, что дисперсия остатков не связана с отдельными предикторами.

3) График масштаба местоположения (Scale Location Plot).

По оси $x - Y$; По оси $y - |e_i|$ (квадратный корень из абсолютных остатков). Позволяет лучше увидеть изменения дисперсии при больших $|e_i|$.

Описание графика. Точки равномерно распределены вдоль сглаженной линии. Линия практически горизонтальна, без подъёма или спада. Нет явных выбросов или зон с повышенной дисперсией.

Интерпретация. График подтверждает, что масштаб остатков не меняется в зависимости от $Y^{\wedge}$, что согласуется с гомоскедастичностью.

Итоговый вывод по тесту Уайта

Статистический тест (Уайта):

$LM = 5,52, p = 0,921 > 0,05 \rightarrow$ гомоскедастичность не отвергается.

Графики остатков vs $Y^{\wedge}$: Равномерный разброс точек $\rightarrow$ нет гетероскедастичности.

Графики остатков vs X_j : Отсутствие трендов $\rightarrow$ дисперсия не зависит от предикторов.

Scale Location Plot: Горизонтальная линия $\rightarrow$ постоянный масштаб остатков.

Общий вывод о гомоскедастичности

Предположение о гомоскедастичности остатков выполняется. Стандартные ошибки коэффициентов β_i надёжны. Доверительные интервалы и p значения корректны. Модель удовлетворяет ключевым требованиям линейной регрессии. Модель можно использовать для выводов и прогнозов.

3) Проверка гетероскедастичности: тест Бройша – Пагана

Тест Бройша – Пагана (BP) проверяет гомоскедастичность остатков линейной регрессии.

H_0 : дисперсия остатков постоянна (гомоскедастичность).

H_1 : дисперсия остатков зависит от предикторов (гетероскедастичность).

Для этого оценивается исходная модель и вычисляются остатки e_i . Квадраты остатков e_i^2 репрессируются на исходные предикторы. Статистика BP вычисляется по формуле:

$$BP = n \cdot R_{\text{вспом}}^2 \quad (6)$$

где: BP – значение тестовой статистики; n – объём выборки (60); $R_{\text{вспом}}^2$ – коэффициент детерминации вспомогательной регрессии e_i^2 на предикторы.

BP сравнивается с распределением $\chi^2(k)$, где k – число предикторов во вспомогательной регрессии.

Расчёт теста Бройша – Пагана (Breusch Pagan)

Получены остатки e_i из основной регрессии.

Построена вспомогательная регрессия: $e_i^2 = \gamma_0 + \gamma_1 X_1 + \gamma_2 X_2 + \dots + \gamma_8 X_8 + e_i$.

Результаты вспомогательной регрессии: $R_{\text{вспом}}^2 = 0,084$.

Статистика теста:

$$BP = n \cdot R_{\text{вспом}}^2 = 60 \cdot 0,084 = 5,04;$$

p значение:

Число степеней свободы: $df = k = 8$.

Критическое значение $\chi^2(8)$ для $\alpha = 0,05$: $\chi_{\text{крит}}^2 = 15,51$.

p значение для $BP = 5,04$: $p = 0,753$.

Вывод по тесту Бройша – Пагана (Breusch Pagan)

Статистика $BP = 5,04$, p значение $= 0,753 > 0,05$.

Поскольку p значение превышает уровень значимости $\alpha = 0,05$, не отвергаем H_0 . Нет статистических доказательств гетероскедастичности. Остатки модели гомоскедастичны. Модель удовлетворяет предположению о постоянстве дисперсии остатков. Стандартные ошибки коэффициентов β_i надёжны, так как гетероскедастичность не искажает их. Доверительные интервалы и p значения для коэффициентов корректны. Нет необходимости в коррекции гетероскедастичности (например, в использовании робастных стандартных ошибок или взвешенной регрессии).

Сопоставление теста Бройша – Пагана (Breusch Pagan) с тестом Уайта

Тест Уайта (ранее): $p = 0,921 \rightarrow$ гомоскедастичность подтверждена.

Тест Бройша – Пагана: $p = 0,753 \rightarrow$ гомоскедастичность подтверждена.

Оба теста согласуются и указывают на отсутствие гетероскедастичности в модели.

Итоговый вывод по проверке гетероскедастичности

Тестовая статистика $BP = 5,04$, $p = 0,753$. Нет оснований отвергать H_0 о гомоскедастичности остатков. Модель удовлетворяет предположению о постоянстве дисперсии ошибок. Результаты регрессионного анализа (коэффициенты, p значения, доверительные интервалы) можно считать надёжными.

4) Проверка автокорреляции остатков: критерий Дарбина – Уотсона

Критерий Дарбина-Уотсона (DW) проверяет автокорреляцию первого порядка в остатках регрессионной модели.

H_0 : автокорреляция отсутствует (остатки независимы).

H_1 : присутствует положительная или отрицательная автокорреляция.

Статистика DW вычисляется по формуле:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^n (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n e_t^2}, \quad (7)$$

где: e_t – остаток в момент времени t ; n – объём выборки.

Интерпретация DW:

DW $\approx$ 2 $\rightarrow$ автокорреляции нет;

DW < 2 $\rightarrow$ возможная положительная автокорреляция;

DW > 2 $\rightarrow$ возможная отрицательная автокорреляция.

Для вывода сравнивают DW с критическими значениями dL (нижняя граница) и dU (верхняя граница) для заданного n и числа предикторов k .

Расчёт критерия Дарбина – Уотсона (DW)

Вычисляли суммы:

$t=2 \sum 60(e_t - e_{t-1})^2 = 218,4$;

$t=1 \sum 60e_t^2 = 112,8$.

Рассчитывали статистику DW:

$DW = 112,8 / 218,4 \approx 1,937$.

Находили критические значения для $n = 60$, $k = 8$, $\alpha = 0,05$:

$dL \approx 1,32$;

$dU \approx 1,67$.

Анализ результатов расчёта критерия Дарбина – Уотсона (DW)

Сравнивали DW с критическими значениями:

Проверка на положительную автокорреляцию:

Если $DW < dL$, отвергаем H_0 (есть положительная автокорреляция).

Если $dL \leq DW \leq dU$, зона неопределённости.

Если $DW > dU$, не отвергаем H_0 .

$\rightarrow 1,937 > 1,67 \rightarrow$ нет положительной автокорреляции.

Проверка на отрицательную автокорреляцию:

Если $(4 - DW) < dL$, отвергаем H_0 (есть отрицательная автокорреляция).

Если $dL \leq (4 - DW) \leq dU$, зона неопределённости.

Если $(4 - DW) > dU$, не отвергаем H_0 .

$\rightarrow 4 - 1,937 = 2,063 > 1,67 \rightarrow$ нет отрицательной автокорреляции.

Интерпретация критерия Дарбина-Уотсона (DW)

DW = 1,937 близко к 2, что указывает на отсутствие автокорреляции.

Значение DW лежит вне критических зон для положительной и отрицательной автокорреляции. Остатки модели независимы (удовлетворяют предположению о некоррелированности ошибок).

Итоговый вывод по проверке автокорреляции остатков

Статистика DW = 1,937.

Критические значения: dL = 1,32, dU = 1,67.

Вывод: нет оснований отвергать $H_0 \rightarrow$ автокорреляция остатков отсутствует. Модель удовлетворяет предположению о независимости ошибок. Результаты регрессии (коэффициенты, стандартные ошибки, р значения) надёжны. Нет необходимости в коррекции автокорреляции (например, в использовании моделей с авторегрессионными ошибками). Можно использовать модель для интерпретации и прогнозирования без учёта автокорреляции.

5) Анализ мультиколлинеарности (VIF) для модели

VIF (Variance inflation factor) – коэффициент инфляции дисперсии, показывающий, насколько сильно связаны между собой независимые переменные (предикторы) модели.

Формула для расчёта VIF для каждого предиктора X_j :

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2}, \quad (8)$$

где R_j^2 – коэффициент детерминации вспомогательной регрессии, в которой X_j выступает зависимой переменной, а остальные предикторы – независимыми.

Интерпретация значений VIF:

VIF = 1 – мультиколлинеарность отсутствует;

1 < VIF ≤ 5 – слабая/умеренная мультиколлинеарность (обычно приемлемо);

VIF > 5 – сильная мультиколлинеарность (требует внимания);

VIF > 10 – очень сильная мультиколлинеарность (модель ненадёжна).

На основе данных выборки (n = 60) и матрицы корреляций между предикторами получены следующие значения VIF для каждого предиктора (табл. 2).

Таблица 2.

Значения VIF для предикторов

Table 2. VIF Values for Predictors

Предиктор (переменная)	VIF	Интерпретация
X_1 (ОЗ)	1,92	Слабая мультиколлинеарность
X_2 (ФФ)	2,14	Слабая мультиколлинеарность
X_3 (ФС)	1,87	Слабая мультиколлинеарность
X_4 (ИБ)	2,31	Слабая мультиколлинеарность
X_5 (ЖА)	2,03	Слабая мультиколлинеарность
X_6 (СФ)	1,98	Слабая мультиколлинеарность
X_7 (ЭС)	2,25	Слабая мультиколлинеарность
X_8 (ПЗ)	2,40	Слабая мультиколлинеарность

Общий вывод по мультиколлинеарности

Все значения $VIF < 5$, что указывает на отсутствие сильной мультиколлинеарности в модели. Максимальные значения VIF ($\sim 2,4$) наблюдаются для X_4 (ИБ) и X_8 (ПЗ), но они остаются в пределах допустимого.

Дисперсия оценок коэффициентов не завышена критически из-за взаимосвязей предикторов. Таким образом, модель устойчива к эффектам мультиколлинеарности так как стандартные ошибки коэффициентов не чрезмерно велики; оценки β_i интерпретируемы; выводы о значимости коэффициентов (по t тестам) надёжны. Нет необходимости исключать предикторы из-за мультиколлинеарности; применять регуляризацию (Ridge/Lasso); объединять коррелированные переменные.

Итог: Модель не имеет проблем с мультиколлинеарностью. Значения VIF свидетельствуют о слабой взаимосвязи между предикторами, что не искажает результаты регрессии.

2. Оценка качества модели

1) Коэффициент детерминации R^2 и скорректированный R^2_{adj}

Коэффициент детерминации R^2 показывает долю дисперсии Y , объяснённую моделью. Значение: $R^2 \approx 0,89$ (89 %). Интерпретация: модель объясняет ~ 89 % вариации показателя САН.

Скорректированный R^2 учитывает число предикторов и предотвращает переоценку качества. Значение: $adj. R^2 \approx 0,87$ (87 %). Интерпретация: после поправки на число переменных модель объясняет ~ 87 % дисперсии Y .

2) Стандартная ошибка оценки (SEE)

Стандартная ошибка оценки (SEE) является мерой точности предсказаний модели. Стандартные ошибки коэффициентов β_i характеризуют точность оценки каждого коэффициента. Значение: $SEE \approx 1,85$. Интерпретация: средняя ошибка прогноза Y составляет $\sim 1,85$ балла.

3) F тест значимости модели (критерий Фишера)

1. Формулировка гипотез

H_0 (нулевая гипотеза): модель не значима, т. е. все коэффициенты при регрессорах равны нулю ($\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_8 = 0$). Это означает, что ни один из предикторов (показателей MOS SF 36) не влияет на зависимую переменную (САН).

H_1 (альтернативная гипотеза): модель значима, т. е. хотя бы один коэффициент $\beta_i \neq 0$. Следовательно, модель объясняет вариацию САН лучше, чем модель без предикторов.

2. Расчёт F статистики

Формула для F статистики в множественной регрессии:

$$F = \frac{R^2/k}{(1 - R^2)/(n - k - 1)}, \quad (9)$$

где: $R^2=0,89$ – коэффициент детерминации; $k=8$ – число независимых переменных (предикторов); $n=60$ – объём выборки; $n-k-1=60-8-1=51$ – число степеней свободы для остаточной суммы квадратов.

Расчет:

$$F = \frac{0,89/8}{(1 - 0,89)/51} = \frac{0,11125}{0,002157} \approx 51,58.$$

3. Определение критического значения F

Уровень значимости $\alpha=0,05$ (стандартный выбор).

Число степеней свободы:

$df1=k=8$ (для факторной суммы квадратов);

$df2=n-k-1=51$ (для остаточной суммы квадратов).

Критическое значение $F_{\text{крит}}(8,51;0,05)$ находили по таблице F распределения или с помощью статистического ПО.

$F_{\text{крит}} \approx 2,10$ (для $df1=8$, $df2=50$; для $df2=51$ значение близко).

4. Сравнение F статистики с критическим значением

$F_{\text{расч}}=51,58$; $F_{\text{крит}} \approx 2,10$

Поскольку $51,58 > 2,10$, отвергали H_0 .

5. p значение для F статистики

p значение – вероятность получить такое или большее значение F при верности H_0 .

Для $F=51,58$, $df1=8$, $df2=51$: p значение крайне мало ($p < 0,0001$).

Это подтверждает статистическую значимость модели.

6. Вывод

1. Модель статистически значима на уровне $\alpha=0,05$.

2. Наблюдаемая связь между предикторами (показателями MOS SF 36) и зависимой переменной (САН) не является случайной.

3. Модель объясняет существенную долю дисперсии САН ($R^2=0,89$), и это объяснение значимо с точки зрения критерия Фишера.

7. Интерпретация F теста

Результаты F теста подтверждают, что совокупность показателей опросника MOS SF 36 (ОЗ, ФФ, ФС, ИБ, ЖА, СФ, ЭС, ПЗ) статистически значимо предсказывает уровень самочувствия, активности и настроения (САН) у трудящихся пенсионного возраста.

Даже если отдельные предикторы оказались незначимы (например, ФС, ИБ), их совместное влияние на САН значимо. Это подчёркивает важность комплексного учёта физического и психологического здоровья при оценке общего состояния.

Итог:

F статистика: 51,58

Критическое значение F ($\alpha=0,05$): ~2,10

p значение: <0,0001

Вывод: модель значима, H_0 отвергается.

3. Устойчивость прогноза

Анализ влияния выбросов (статистика Кука, $D < 1$).

Мера влияния наблюдения на все коэффициенты модели:

$$D_i = \frac{r_i^2}{k+1} \cdot \frac{h_i}{1-h_i}, \quad (10)$$

где k – число предикторов (8); h_i – показатель влияния (leverage) i-го наблюдения (элемент на диагонали матрицы проекции);

Критерии:

$D_i > 1$ – сильное влияние;

$D_i > n/4$ (для $n=60$: $>0,067$) – потенциально влиятельное наблюдение.

Статистика теста:

Максимум $D_i=0,12$ (1 наблюдение);

Ещё 2 наблюдения с $D_i \in [0,07; 0,11]$.

Вывод: 3 наблюдения оказывают умеренное влияние на модель.

График статистики Кука

Что показывает: влияние наблюдений на модель в целом.

Результат: 3 точки имеют $D_i > 0,067$ (умеренное влияние).

Вывод: эти наблюдения требуют проверки, но не искажают модель кардинально.

Общее заключение по модели множественной линейной регрессии

Итоговое уравнение модели

На основании статистически значимых коэффициентов ($p < 0,05$) финальное уравнение множественной линейной регрессии принимает вид:

$$\text{САН} = \beta_0 + 0,21 \cdot \text{ОЗ} + 0,18 \cdot \text{ФФ} + 0,15 \cdot \text{ЖА} + 0,20 \cdot \text{СФ} + 0,17 \cdot \text{ЭС} + 0,23 \cdot \text{ПЗ}, \quad (11)$$

где:

САН – прогнозируемое значение показателя «Самочувствие, активность, настроение»;

β_0 – свободный член (константа) модели;

предикторы и их коэффициенты:

ОЗ (Общее здоровье): $\beta_1=0,21$;

ФФ (Физическое функционирование): $\beta_2=0,18$;

ЖА (Жизненная активность): $\beta_5=0,15$;

СФ (Социальное функционирование): $\beta_6=0,20$;

ЭС (Эмоциональное состояние): $\beta_7=0,17$;

ПЗ (Психическое здоровье): $\beta_8=0,23$.

Интерпретация коэффициентов

Каждый коэффициент β_j показывает, на сколько баллов в среднем изменится САН при увеличении соответствующего предиктора на 1 балл (при фиксированных значениях остальных предикторов):

ОЗ (+1 балл) $\rightarrow$ САН $\uparrow$ на 0,21 балла;

ФФ (+1 балл) $\rightarrow$ САН $\uparrow$ на 0,18 балла;

ЖА (+1 балл) $\rightarrow$ САН $\uparrow$ на 0,15 балла;

СФ (+1 балл) $\rightarrow$ САН $\uparrow$ на 0,20 балла;

ЭС (+1 балл) $\rightarrow$ САН $\uparrow$ на 0,17 балла;

ПЗ (+1 балл) $\rightarrow$ САН $\uparrow$ на 0,23 балла.

Пример прогноза по модели САН

Исходное уравнение модели:

$\text{САН} = 0,85 + 0,21 \cdot \text{ОЗ} + 0,18 \cdot \text{ФФ} + 0,15 \cdot \text{ЖА} + 0,20 \cdot \text{СФ} + 0,17 \cdot \text{ЭС} + 0,23 \cdot \text{ПЗ}$,

где: САН – прогнозируемый уровень «Самочувствия, активности, настроения» (в баллах); ОЗ, ФФ, ЖА, СФ, ЭС, ПЗ – значения шкал MOS SF-36 (от 0 до 100 баллов).

Исходные данные для прогноза:

Респондент Н. (трудоустроенный пенсионер)

Зафиксированы следующие показатели по шкалам опросника:

ОЗ (Общее здоровье) = 70 баллов;

ФФ (Физическое функционирование) = 65 баллов;

ЖА (Жизненная активность) = 55 баллов;

СФ (Социальное функционирование) = 80 баллов;

ЭС (Эмоциональное состояние) = 60 баллов;

ПЗ (Психическое здоровье) = 75 баллов.

Подстановка значений в уравнение:

$\text{САН} = 0,85 + 0,21 \cdot 70 + 0,18 \cdot 65 + 0,15 \cdot 55 + 0,20 \cdot 80 + 0,17 \cdot 60 + 0,23 \cdot 75$.

$\text{САН} = 0,85 + 78,1 = 78,95$.

Итоговый прогноз

Прогнозируемый уровень САН: 78,95 балла (из 100 возможных).

Интерпретация результата

78,95 балла – это расчётное значение САН при заданных показателях здоровья и активности. Чем выше балл, тем лучше самочувствие, выше активность и настроение. Вклад отдельных факторов (как они «набрали» 78,1 балла до добавления константы):

ПЗ (Психическое здоровье): 17,25 балла (наибольший вклад);

СФ (Социальное функционирование): 16,0 балла;

ОЗ (Общее здоровье): 14,7 балла;

ФФ (Физическое функционирование): 11,7 балла;

ЭС (Эмоциональное состояние): 10,2 балла;

ЖА (Жизненная активность): 8,25 балла.

Роль свободного члена (0,85)

Добавляет «базовый» уровень САН, не зависящий от шкал.

Точность прогноза

Стандартная ошибка оценки модели SEE = 1,85 балла.

С вероятностью ~95 % реальное значение САН будет в интервале:

$78,95 \pm 2 \cdot 1,85 \Rightarrow [75,25; 82,65]$.

Практический вывод

У данного респондента высокий уровень САН (близко к 80 из 100), что обусловлено:

хорошим психическим здоровьем (ПЗ = 75);

высокой социальной активностью (СФ = 80);

удовлетворительным общим здоровьем (ОЗ = 70).

Для дальнейшего повышения САН можно сосредоточиться на:

увеличении жизненной активности (ЖА = 55 – самый низкий показатель);

поддержке эмоционального состояния (ЭС = 60).

Примечание: Прогноз не учитывает индивидуальные особенности (например, хронические заболевания), не отражённые в шкалах SF-36. Модель построена на выборке трудящихся пенсионеров – её применимость к другим группам требует проверки. Прогноз является средним ожидаемым значением – реальное САН может варьироваться в пределах доверительного интервала.

Обсуждение

Общее заключение по модели

1. Качество и надёжность модели.

Объясняющая способность: модель объясняет 89 % дисперсии зависимой переменной ($R^2=0,89$). Скорректированный коэффициент детерминации $\text{Radj}^2=0,87$ подтверждает высокую предсказательную силу с учётом числа предикторов.

Стандартная ошибка оценки SEE=1,85 указывает, что средняя ошибка прогноза составляет ~1,85 балла по шкале САН.

Предположения регрессии соблюдены:

- остатки нормально распределены (тест Шапиро – Уилка: $p=0,543>0,05$);

- дисперсия остатков постоянна (гомоскедастичность: тесты Уайта и Бройша – Пагана, $p > 0,05$);
- отсутствует автокорреляция остатков (критерий Дарбина – Уотсона: $DW = 1,937$);
- мультиколлинеарность незначительна (все $VIF < 2,5$).
- Влияние выбросов минимально: 2 наблюдения статистически значимы как выбросы, но не искажают коэффициенты критично.

2. Значимые предикторы и их вклад.

В модель вошли 6 статистически значимых предикторов ($p < 0,05$), каждый из которых вносит существенный вклад в прогноз САН:

ПЗ (Психическое здоровье) ($\beta = 0,23$) – наиболее сильный предиктор. Увеличение ПЗ на 1 балл связано с ростом САН на 0,23 балла. Отражает критическую роль эмоционального благополучия и отсутствия тревоги.

ОЗ (Общее здоровье) ($\beta = 0,21$) – второй по силе влияния. Рост ОЗ на 1 балл повышает САН на 0,21 балла. Подчеркивает значение субъективной оценки собственного здоровья.

СФ (Социальное функционирование) ($\beta = 0,20$) – улучшение СФ на 1 балл ведёт к увеличению САН на 0,20 балла. Показывает важность социальных связей и ролей.

ФФ (Физическое функционирование) ($\beta = 0,18$) – повышение ФФ на 1 балл увеличивает САН на 0,18 балла. Отражает вклад физической активности и мобильности.

ЭС (Эмоциональное состояние) ($\beta = 0,17$) – рост ЭС на 1 балл связан с увеличением САН на 0,17 балла. Подчеркивает роль стабильности эмоций.

ЖА (Жизненная активность) ($\beta = 0,15$) – увеличение ЖА на 1 балл повышает САН на 0,15 балла. Отражает значение энергичности и бодрости.

Исключённые предикторы ($p > 0,05$):

ФС (Физическая роль);

ИБ (Интенсивность боли).

Их влияние на САН статистически не подтверждено.

3. Интерпретация связей.

Модель демонстрирует, что САН у трудящихся пенсионеров формируется под комплексным влиянием:

Психоэмоциональных факторов (ПЗ, ЭС) – определяют внутреннее состояние, устойчивость к стрессу, позитивный настрой.

Физического здоровья (ОЗ, ФФ) – обеспечивают энергию и способность к повседневной активности.

Социального функционирования (СФ) – поддерживают вовлечённость в жизнь общества и чувство значимости.

Жизненной активности (ЖА) – отражают субъективный ресурс сил и мотивации.

Наиболее весомы психическое здоровье (ПЗ) и общее здоровье (ОЗ), но остальные предикторы также значимы и не могут быть проигнорированы.

4. Практическая значимость.

Модель позволяет:

- Прогнозировать САН на основе шкал MOS SF 36 с высокой точностью.
- Выявлять «узкие места» (например, низкий ПЗ или СФ) для адресной коррекции программ поддержки.
- Оценивать эффективность вмешательств – изменение значимых предикторов должно вести к изменению САН.
- Планировать интервенции с фокусом на укрепление психического здоровья; поддержку социальной активности; улучшение субъективного восприятия здоровья.

Рекомендации

Рекомендуется использовать эту модель как инструмент для скрининга и мониторинга здоровья трудящихся пенсионеров. Итогом является надёжная и легко интерпретируемая модель, которая помогает выявить главные драйверы самочувствия – психическое здоровье, общее здоровье и социальное функционирование, формирующие уровень активности, настроения и самочувствия в данной группе.

Итог: модель надёжна, интерпретируема и полезна для понимания факторов, формирующих САН у трудящихся пенсионеров. Её можно применять как для научных исследований, так и для практической работы по поддержке здоровья данной группы населения.

Обоснование практической ценности модели для ранней диагностики рисков ухудшения здоровья и выработки рекомендаций по поддержке трудоспособности пенсионеров

Разработанная модель множественной линейной регрессии представляет собой инструмент комплексной оценки уровня здоровья трудящегося пенсионного возраста, объединяющий объективные показатели качества жизни и эмоционального состояния. Практическая ценность данной модели обусловлена несколькими ключевыми аспектами.

Во-первых, модель способствует ранней диагностике факторов, предшествующих значительному ухудшению здоровья, путем выявления скрытых взаимосвязей между качеством жизни, психоэмоциональным состоянием и общим уровнем здоровья пенсионеров. Это позволяет вы-

являть группы повышенного риска до проявления выраженной клинической симптоматики.

Во-вторых, точечная оценка влияния различных независимых переменных на здоровье способствует формированию индивидуализированных рекомендаций по коррекции образа жизни, профилактическим и реабилитационным мерам, направленным на сохранение и продление трудоспособности.

В-третьих, модель может служить эффективным инструментом в системе мониторинга состояния здоровья и оценки эффективности реализуемых программ социальной поддержки и здравоохранения для пенсионеров, что повышает качество принимаемых управленческих решений.

Таким образом, практическая значимость модели выражается в возможности своевременного выявления потенциальных проблем со здоровьем и разработке адресных профилактических стратегий, способствующих улучшению качества жизни и сохранению активности трудящихся пенсионеров.

Заключение

Разработанная модель множественной линейной регрессии наглядно демонстрирует, что уровень показателя САН у трудящихся пенсионеров зависит от комплексного взаимодействия психосоциальных и физических факторов. Среди них ключевую роль играет психическое здоровье (ПЗ) – эмоциональная стабильность, отсутствие тревоги и депрессии оказывают прямое влияние на позитивное самочувствие и активность. Существенное влияние оказывает и общее здоровье (ОЗ) – субъективная оценка собственного состояния напрямую коррелирует с ежедневным тонусом. Социальное функционирование (СФ), отражающее способность поддерживать социальные связи и выполнять общественные роли, является критическим фактором общего благополучия. Физическое функционирование (ФФ), связанное с физическими нагрузками и активностью, поддерживает энергию и настроение. Также важно эмоциональное состояние (ЭС), которое способствует сохранению высокой самооценки и стабильности в самочувствии.

Интенсивность боли (ИБ) и физическая роль (ФС) могут тесно коррелировать с другими предикторами в модели (например, с общим здоровьем (ОЗ) или социальным функционированием (СФ)). В этом случае их уникальный вклад в объяснение вариабельности САН становится незначимым, так как информация, которую они несут, уже учитывается другими факторами. Более того, в некоторых случаях влияние боли или физической активности на САН может проявляться только в определённых подгруппах (например, при хронических болях или у людей с определённым уровнем

физической подготовки), но в общей выборке этот эффект «размывается». Также Боль и Физическая роль могут влиять на САН не напрямую, а через промежуточные факторы, которые уже учтены в модели. Например, боль может усиливать тревогу или депрессию, а эти состояния, в свою очередь, снижать САН. Если в модели уже есть переменные, связанные с эмоциональным состоянием (например, ЭС – эмоциональное состояние), эффект ИБ может быть «поглощён» ими. Таким образом, хотя статистический анализ не выявил значимого влияния ИБ и ФС на САН в вашей модели, это не противоречит общепризнанным представлениям о связи боли и физической активности с психологическим состоянием.

Таким образом, разработанная модель представляет собой эффективный и достоверный инструмент прогнозирования здоровья работающих лиц пенсионного возраста. Верификация показала ее применимость в практической медико-социальной оценке, что может способствовать более адресной профилактике и развитию программ поддержки здоровья работающих пенсионеров.

Заключение комитета по этике. Исследование было проведено в соответствии с принципами положения Хельсинкской декларации Всемирной медицинской ассоциации (Declaration of Helsinki, and approved by the Institutional Review Board).

Информированное согласие. Информированное согласие было получено от всех субъектов, участвовавших в исследовании. Письменное информированное согласие было получено от пациентов на публикацию этой статьи.

Информация о конфликте интересов. Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Информация о спонсорстве. Данное исследование выполнено в рамках реализации Конкурса Державинских грантов на поддержку малых студенческих научных коллективов во главе с научным руководителем на 2025-2026 учебный год.

Список литературы

1. Анищенко, Е. Б., Траньковская, Л. В., Важенина, А. А., & Тарасенко, Г. А. (2022). Состояние здоровья как фактор, влияющий на трудовую деятельность работающих лиц пожилого возраста. *Медицина труда и промышленная экология*, (5), 311–321. <https://doi.org/10.31089/1026-9428-2022-62-5-311-321>. EDN: <https://elibrary.ru/BRJTNQ>

2. Гантман, А. А., Горблянский, Ю. Ю., Конторович, Е. П., & Понамарева, О. П. (2022). Концепция здорового старения на работе. *Медицинский вестник Юга России*, 13(4), 5–13. <https://doi.org/10.21886/2219-8075-2022-13-4-5-13>. EDN: <https://elibrary.ru/WOOENJ>
3. Григорьева, Н. С., & Чубарова, Т. В. (2025). Охрана здоровья работающих пенсионеров в фокусе здравоохранительной политики. *Народонаселение*, (4), 212–226. <https://doi.org/10.24412/1561-7785-2025-4-212-226>. EDN: <https://elibrary.ru/YINSOI>
4. Данилова, А. А., Забелина, Е. В., Телицына, А. Ю., & Честюнина, Ю. В. (2023). Факторы субъективного здоровья: структурная модель на этапе поздней социализации. *Мониторинг общественного мнения: экономические и социальные перемены*, (6), 144–170. <https://doi.org/10.14515/monitoring.2023.6.2399>. EDN: <https://elibrary.ru/IKBQQI>
5. Доскин, В. А., Лаврентьева, Н. А., Мирошников, М. П., & Шарай, В. Б. (1973). Тест дифференцированной самооценки функционального состояния. *Вопросы психологии*, (6). EDN: <https://elibrary.ru/SMPXND>
6. Елютина, М. Э., Темаев, Т. В., Суркова, И. Ю., & Богомолова, Т. А. (2025). Анализ факторов, влияющих на принятие решения о пролонгировании профессионально-трудовой деятельности рабочих промышленных производств. *Проблемы социальной гигиены, здравоохранения и истории медицины*, 33(S1), 826–833. <https://doi.org/10.32687/0869-866X-2025-33-s1-826-833>. EDN: <https://elibrary.ru/CAEUZF>
7. Красовский, В. О. (2020). Количественные оценки и анализ вероятностей расстройств здоровья работающих в исследованиях по промышленной гигиене. *Наукофера*, (11(2)), 68–76. <https://doi.org/10.5281/zenodo.4312858>. EDN: <https://elibrary.ru/BJNCKW>
8. Линс, Л., & Карвальо, Ф. М. (2016). Общий балл SF-36 как единый показатель качества жизни, связанного со здоровьем: обзор Scoping. *SAGE Open Med.* <https://doi.org/10.1177/2050312116671725>
9. Липатова, Л. Н. (2024). Методологические подходы к оценке качества жизни пожилых людей в России. *Вопросы статистики*, 31(1), 55–71. <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2024-31-1-55-71>. EDN: <https://elibrary.ru/SGRSKN>
10. Невзоров, Е. Ю., Невзорова, Е. В., Киселев, А. М., & Козачук, И. В. (2024). Метод оценки уровня здоровья и работоспособности социальной (по возрасту) группы. *Вопросы курортологии, физиотерапии и лечебной физической культуры*, 101(3-2), 136. EDN: <https://elibrary.ru/QTAXDO>
11. Павлова, Н. С., & Сергиенко, Е. А. (2020). Субъективное качество жизни, психологическое благополучие, отношение к временной перспективе и возрасту у пенсионеров, ведущих разный образ жизни. *Вестник Санкт-Петербургского государственного университета*, 10(1), 10–15. EDN: <https://elibrary.ru/STXQND>

- бургского университета. *Психология*, 10(4), 384–401. <https://doi.org/10.21638/spbu16.2020.401>. EDN: <https://elibrary.ru/VWHIGV>
12. Печеркина, А. А., & Борисов, Г. И. (2021). Структура профессионального здоровья людей пожилого возраста. *Мир науки. Педагогика и психология*, 9(6). EDN: <https://elibrary.ru/XBAFEA>
 13. Ходакова, О. В., & Кошечая, Н. В. (2019). Самооценка здоровья, как элемент самосохранительного поведения и приверженности к диспансеризации взрослого населения. *Современные проблемы здравоохранения и медицинской статистики*, (4), 309–326. <https://doi.org/10.24411/2312-2935-2019-10099>. EDN: <https://elibrary.ru/NAEBKI>
 14. Фурьева, Т. В., [и др.]. (2021). Инклюзивный подход в работе с пожилыми людьми. Модели преодоления геронтологического эйджизма. *Siberian Journal of Life Sciences and Agriculture*, 13(1), 297–314. <https://doi.org/10.12731/2658-6649-2021-13-1-297-314>. EDN: <https://elibrary.ru/ETHRWV>
 15. Bautmans, I., Knoop, V., Amuthavalli Thiyagarajan, J., et al. (2022). WHO working definition of vitality capacity for healthy longevity monitoring; WHO Working Group on Vitality Capacity. *Lancet Healthy Longev*, 3(11), e789–e796. [https://doi.org/10.1016/s2666-7568\(22\)00200-8](https://doi.org/10.1016/s2666-7568(22)00200-8). EDN: <https://elibrary.ru/GNFSCS>
 16. Hasselhorn, H. M., Leinonen, T., Bültmann, U., Mehlum, I. S., du Prel, J.-B., Kiran, S., Majery, N., Solovieva, S., & de Wind, A. (2022). The differentiated roles of health in the transition from work to retirement — conceptual and methodological challenges and avenues for future research. *Scand J Work Environ Health*, 48(4), 312–321. <https://doi.org/10.5271/sjweh.4017>. EDN: <https://elibrary.ru/DITCFJ>
 17. Rudnicka, E., Napierała, P., Podfigurna, A., Męczekalski, B., Smolarczyk, R., & Grymowicz, M. (2020). The World Health Organization (WHO) approach to healthy ageing. *Maturitas*, 139, 6–11. <https://doi.org/10.1016/j.maturitas.2020.05.018>. EDN: <https://elibrary.ru/WCKJTM>
 18. Ware, J. E., & Sherbourne, C. D. (1992). The MOS 36-item short-form health survey (SF-36): I. Conceptual framework and item selection. *Medical Care*, 30(6), 473–483. <https://doi.org/10.1097/00005650-199206000-00002>

References

1. Anishchenko, E. B., Trankovskaya, L. V., Vazhenina, A. A., & Tarasenko, G. A. (2022). The state of health as a factor affecting the labor activity of elderly workers. *Occupational Medicine and Industrial Ecology*, (5), 311–321. <https://doi.org/10.31089/1026-9428-2022-62-5-311-321>. EDN: <https://elibrary.ru/BRJTNG>
2. Gantman, A. A., Gorblyansky, Y. Y., Kontorovich, E. P., & Ponamareva, O. P. (2022). The concept of healthy aging at work. *Medical Bulletin of the South of Russia*, 13(4),

- 5–13. <https://doi.org/10.21886/2219-8075-2022-13-4-5-13>. EDN: <https://elibrary.ru/WOOEHJ>
3. Grigorieva, N. S., & Chubarova, T. V. (2025). Health protection of working pensioners in the focus of health policy. *Population*, (4), 212–226. <https://doi.org/10.24412/1561-7785-2025-4-212-226>. EDN: <https://elibrary.ru/YINSOI>
 4. Danilova, A. A., Zabelina, E. V., Telitsyna, A. Y., & Chestyunina, Y. V. (2023). Factors of subjective health: A structural model at the stage of late socialization. *Monitoring of Public Opinion: Economic and Social Changes*, (6), 144–170. <https://doi.org/10.14515/monitoring.2023.6.2399>. EDN: <https://elibrary.ru/IKBQQI>
 5. Doskin, V. A., Lavrentyeva, N. A., Miroshnikov, M. P., & Sharay, V. B. (1973). Test of differentiated self-assessment of functional state. *Voprosy Psikhologii* [Questions of Psychology], (6). EDN: <https://elibrary.ru/SMPXND>
 6. Elyutina, M. E., Temaev, T. V., Surkova, I. Y., & Bogomolova, T. A. (2025). Analysis of factors influencing the decision to prolong professional and labor activity of industrial workers. *Problems of Social Hygiene, Healthcare and History of Medicine*, 33(S1), 826–833. <https://doi.org/10.32687/0869-866X-2025-33-s1-826-833>. EDN: <https://elibrary.ru/CAEUZF>
 7. Krasovsky, V. O. (2020). Quantitative assessments and analysis of the probabilities of health disorders among workers in industrial hygiene studies. *Naukosfera*, (11(2)), 68–76. <https://doi.org/10.5281/zenodo.4312858>. EDN: <https://elibrary.ru/BJNCKW>
 8. Lins, L., & Carvalho, F. M. (2016). The SF-36 total score as a unified indicator of health-related quality of life: A scoping review. *SAGE Open Med*. <https://doi.org/10.1177/2050312116671725>
 9. Lipatova, L. N. (2024). Methodological approaches to assessing the quality of life of older people in Russia. *Voprosy Statistiki* [Questions of Statistics], 31(1), 55–71. <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2024-31-1-55-71>. EDN: <https://elibrary.ru/SGRSKN>
 10. Nevzorov, E. Y., Nevzorova, E. V., Kiselev, A. M., & Kozachuk, I. V. (2024). A method for assessing the level of health and working capacity of a social (age-based) group. *Problems of Balneology, Physiotherapy and Exercise Therapy*, 101(3-2), 136. EDN: <https://elibrary.ru/QTAXDO>
 11. Pavlova, N. S., & Sergienko, E. A. (2020). Subjective quality of life, psychological well-being, and attitudes toward time perspective and age among pensioners with different lifestyles. *Vestnik of Saint Petersburg University. Psychology*, 10(4), 384–401. <https://doi.org/10.21638/spbu16.2020.401>. EDN: <https://elibrary.ru/VWHIGV>
 12. Pecherkina, A. A., & Borisov, G. I. (2021). The structure of professional health in older adults. *World of Science. Pedagogy and Psychology*, 9(6). EDN: <https://elibrary.ru/XBAFEA>

13. Khodakova, O. V., & Koshevaya, N. V. (2019). Self-assessment of health as an element of self-preserving behavior and adherence to medical check-ups among the adult population. *Modern Problems of Healthcare and Medical Statistics*, (4), 309–326. <https://doi.org/10.24411/2312-2935-2019-10099>. EDN: <https://elibrary.ru/NAEBKI>
14. Furyaeva, T. V., et al. (2021). An inclusive approach to working with older people. Models for overcoming gerontological ageism. *Siberian Journal of Life Sciences and Agriculture*, 13(1), 297–314. <https://doi.org/10.12731/2658-6649-2021-13-1-297-314>. EDN: <https://elibrary.ru/ETHRWV>
15. Bautmans, I., Knoop, V., Amuthavalli Thiyagarajan, J., et al. (2022). WHO working definition of vitality capacity for healthy longevity monitoring; WHO Working Group on Vitality Capacity. *Lancet Healthy Longev*, 3(11), e789–e796. [https://doi.org/10.1016/s2666-7568\(22\)00200-8](https://doi.org/10.1016/s2666-7568(22)00200-8). EDN: <https://elibrary.ru/GNFSCS>
16. Hasselhorn, H. M., Leinonen, T., Bültmann, U., Mehlum, I. S., du Prel, J.-B., Kiran, S., Majery, N., Solovieva, S., & de Wind, A. (2022). The differentiated roles of health in the transition from work to retirement — conceptual and methodological challenges and avenues for future research. *Scand J Work Environ Health*, 48(4), 312–321. <https://doi.org/10.5271/sjweh.4017>. EDN: <https://elibrary.ru/DITCFJ>
17. Rudnicka, E., Napierała, P., Podfigurna, A., Męczekalski, B., Smolarczyk, R., & Grymowicz, M. (2020). The World Health Organization (WHO) approach to healthy ageing. *Maturitas*, 139, 6–11. <https://doi.org/10.1016/j.maturitas.2020.05.018>. EDN: <https://elibrary.ru/WCKJTM>
18. Ware, J. E., & Sherbourne, C. D. (1992). The MOS 36-item short-form health survey (SF-36): I. Conceptual framework and item selection. *Medical Care*, 30(6), 473–483. <https://doi.org/10.1097/00005650-199206000-00002>

ВКЛАД АВТОРОВ

- Невзорова Е.В.:** формулирование основной концепции исследования, научное руководство, статистическая обработка эмпирических данных, проведение критического анализа материалов и формирование выводов, подготовка текста статьи.
- Бобокулов А. Б.** поиск аналитических материалов в отечественных и зарубежных источниках, подготовка литературного обзора.
- Ивашенцева Е.В.:** проведение экспериментов, оформление таблиц с результатами исследования, оформление результатов исследования в графиках.

AUTHOR CONTRIBUTIONS

- Elena V. Nevzorova:** formulation of the main research concept; scientific supervision; statistical analysis of empirical data; critical analysis of materials and formulation of conclusions; preparation of the article text.

Abdunazar B. Bobokulov: searching for analytical materials in domestic and foreign sources; preparing the literature review.

Evgeniya V. Ivashentseva: conducting experiments; compiling tables with research results; presenting research results in graphs.

ДАННЫЕ ОБ АВТОРАХ

Невзорова Елена Владимировна, профессор кафедры медицинской биологии; доктор биологических наук, доцент
ФГБОУ ВО «Тамбовский государственный университет имени Г.Р. Державина»
ул. Интернациональная, 33, г. Тамбов, 392036, Российская Федерация
evnevzorova@yandex.ru

Ивашенцева Евгения Владимировна, студентка Института медицины и здоровьесбережения
ФГБОУ ВО «Тамбовский государственный университет имени Г.Р. Державина»
ул. Интернациональная, 33, г. Тамбов, 392036, Российская Федерация
ev.ivashentseva@yandex.ru

Бобокулов Абдуназар Бахридинович, студент Института медицины и здоровьесбережения
ФГБОУ ВО «Тамбовский государственный университет имени Г.Р. Державина»
ул. Интернациональная, 33, г. Тамбов, 392036, Российская Федерация
nazar.bobokulov@mail.ru

DATA ABOUT THE AUTHORS

Elena V. Nevzorova, Professor, Department of Medical Biology; Doctor of Biological Sciences, Associate Professor
Derzhavin Tambov State University
33, Internatsionalnaya Str., Tambov, 392036, Russian Federation
evnevzorova@yandex.ru
SPIN-code: 2067-6425
ORCID: <http://orcid.org/0000-0003-3229-0738>

Evgeniya V. Ivashentseva, student at the Institute of Medicine and Health Promotion
Derzhavin Tambov State University

33, Internatsionalnaya Str., Tambov, 392036, Russian Federation

ev.ivashentseva@yandex.ru

SPIN-code: 5677-0260

ORCID: <https://orcid.org/0009-0006-9278-4042>

Abdunazar B. Bobokulov, student at the Institute of Medicine and Health Promotion

Derzhavin Tambov State University

33, Internatsionalnaya Str., Tambov, 392036, Russian Federation

nazar.bobokulov@mail.ru

ORCID: <https://orcid.org/0009-0001-8634-1169>

Поступила 29.12.2025

После рецензирования 02.03.2026

Принята 16.03.2026

Received 29.12.2025

Revised 02.03.2026

Accepted 16.03.2026