
НАРОДНОХОЗЯЙСТВЕННЫЕ ПРОБЛЕМЫ

Прогнозирование доходов и расходов Социального фонда России по обязательному социальному страхованию на случай временной нетрудоспособности и в связи с материнством

© 2024 г. В.А. Удод, О.В. Касачева

В.А. Удод,

ФГАОУ ВО «Национальный исследовательский Томский государственный университет», Томск;
e-mail: pr.udod@mail.ru

О.В. Касачева,

ООО «Газпром трансгаз Томск», Томск; e-mail: ovkasacheva@mail.ru

Поступила в редакцию 17.01.2023

Аннотация. В статье приводится краткое описание деятельности Фонда социального страхования Российской Федерации (ФСС) до момента его слияния (1 января 2023 г.) с Пенсионным фондом Российской Федерации (ПФР) в единый Социальный фонд России (СФР). Объектом исследования являлось обязательное социальное страхование на случай временной нетрудоспособности и в связи с материнством (ОСС на ВНиМ), а предметом исследования — оценка сбалансированности в ближайшей перспективе бюджета СФР на ОСС на ВНиМ. Предложена математическая модель прогнозирования доходов и расходов СФР на данный вид страхования. В качестве исходного статистического материала для построения модели использованы данные из отчетов об исполнении бюджета ФСС за период с 2008 г. по 2022 г., утвержденных соответствующими федеральными законами. В качестве основного математического аппарата была использована линейная однородная система второго порядка обыкновенных дифференциальных уравнений с постоянными коэффициентами. Полученная модель прошла проверку на адекватность и при этом имеет высокую точность аппроксимации и хорошую точность ретропрогноза. На основе построенной модели сделан прогноз указанных расходов и доходов на 2023–2025 гг., из которого следует, что в данном промежутке времени расходы будут превышать доходы. Исходя из полученных результатов, даны некоторые рекомендации для ликвидации (уменьшения) потенциальной дестабилизации бюджета СФР на данный вид страхования.

Ключевые слова: модель прогнозирования, обязательное социальное страхование, временная нетрудоспособность.

Классификация JEL: C32, I13.

УДК: 369.

Для цитирования: Удод В.А., Касачева О.В. (2024). Прогнозирование доходов и расходов Социального фонда России по обязательному социальному страхованию на случай временной нетрудоспособности и в связи с материнством // *Экономика и математические методы*. Т. 60. № 2. С. 67–79. DOI: 10.31857/S0424738824020067

ВВЕДЕНИЕ

Выплаты, предусмотренные обязательным социальным страхованием на случай временной нетрудоспособности и в связи с материнством (далее — ОСС на ВНиМ), играют важную роль в сохранении, реализации и воспроизводстве человеческого капитала как ключевого фактора национального богатства страны (Ali et al., 2018; Zhou, Huang, 2019; Kamilova, 2022; Ma et al., 2021; Wang et al., 2022; Подвойский, 2022). С позиции активных в экономическом отношении граждан России данные выплаты представляют собой форму реализации важнейших конституционных прав: права на социальное обеспечение в случае болезни, материнства, для воспитания детей и пр. Страховщиком по данному виду страхования до 1 января 2023 г. выступал Фонд социального страхования Российской Федерации (далее — ФСС). Гарантированность указанных прав была непосредственно обусловлена эффективностью функционирования ФСС, которая, в свою очередь, напрямую зависела от сбалансированности его бюджета.

Источником формирования доходной части бюджета ФСС для ОСС на ВНиМ являлись страховые взносы работодателей, лиц, добровольно вступивших в правоотношения по обязательному социальному страхованию, и дотации государства (Мигранова, Роик, 2020; Рябичева, Гаджиева, 2020). Для

плательщиков страховых взносов по ОСС на ВНиМ был установлен тариф с предельной величины базы для исчисления страховых взносов в размере 2,9% (Мигранова, Роик, 2020).

Из описания содержания деятельности ФСС (Алексеева, 2018; Гусейханова, 2019; Малютина, Дырченкова, 2021; Рябичева, Гаджиева, 2020) следует, что его функционирование было сопряжено с определенными сложностями, в частности:

1) дестабилизация бюджета ФСС по ОСС на ВНиМ: установленные тарифы не покрывали закрепленных за ФСС функциональных расходов обязательств;

2) как следствие п. 1 — поэтапная отмена определенных направлений деятельности ФСС (например, исключение в 2003 г. санаторно-курортного лечения работников, а в 2010 г. — оздоровления их детей) и ограничение выплат по ряду обязательств;

3) несоблюдение такого страхового принципа, как отсутствие автономности (самодостаточности), зависимость бюджета ФСС по ОСС на ВНиМ от трансфертов из Федерального бюджета на сбалансирование его доходов и расходов.

С 1 января 2023 г. официально начал работать Социальный фонд России (далее — СФР), который объединил два других фонда: Пенсионный фонд и Фонд социального страхования. При этом ОСС на ВНиМ сохранилось и в СФР как одно из приоритетных направлений его деятельности.

Цель настоящей статьи — оценка сбалансированности в ближайшей перспективе бюджета СФР по ОСС на ВНиМ на основе построения модели прогнозирования доходов и расходов по данному виду страхования. По результатам прогнозирования, полученным на основе данной модели, могут быть предложены конкретные рекомендации, направленные на обеспечение финансовой устойчивости (стабилизации бюджета) СФР по ОСС на ВНиМ.

МЕТОДЫ

В исследовании использованы методы анализа и прогнозирования временных рядов (Бережная, Бережной, 2006; Кацко, Ярошенко, Задорожный, 2023; Льюис, 1986; Сасаев, 2020; Экономико-математические методы ..., 2002; Эконометрика ..., 2007) и дифференциальные уравнения (Ганичева, 2021; Краснов, Киселев, Макаренко, 1978).

Исходные данные. В качестве исходных статистических данных для построения модели используем данные из отчетов об исполнении бюджета Фонда социального страхования Российской Федерации за период с 2008 по 2022 г., утвержденных федеральными законами (табл. 1 и рис. 1)¹.

Таблица 1. Расходы и доходы ФСС по ОСС на ВНиМ за период с 2008–2022 гг.

Год	Номер года, t	Расходы, $x(t)$, млрд руб.	Доходы, $y(t)$, млрд руб.
2008	0	267,2	233,9
2009	1	320,9	304,3
2010	2	353,6	319,4
2011	3	350,8	393,1
2012	4	369,3	456,2
2013	5	395,8	413,4
2014	6	431,7	437,4
2015	7	479,9	388,8
2016	8	524,4	468,9
2017	9	529,1	526,0
2018	10	556,2	558,1
2019	11	583,8	582,2
2020	12	819,6	607,4
2021	13	844,2	770,0
2022	14	820,8	762,6

Источник: составлено авторами на основе данных из отчетов об исполнении бюджета ФСС.

¹ Федеральные законы: от 14.02.2010 № 8-ФЗ (за 2008 г.); от 04.10.2010 № 257-ФЗ (за 2009 г.); от 06.10.2011 № 267-ФЗ (за 2010 г.); от 02.10.2012 № 153-ФЗ (за 2011 г.); от 30.09.2013 № 257-ФЗ (за 2012 г.); от 14.10.2014 № 297-ФЗ (за 2013 г.); от 05.10.2015 № 280-ФЗ (за 2014 г.); от 31.10.2016 № 380-ФЗ (за 2015 г.); от 16.10.2017 № 289-ФЗ (за 2016 г.); от 11.10.2018

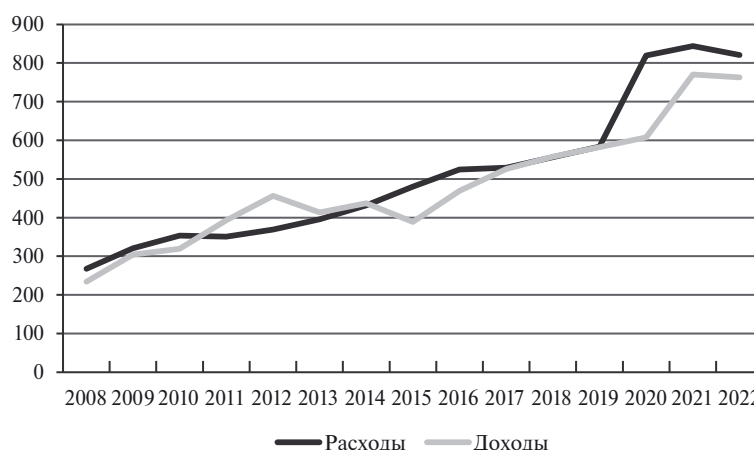


Рис. 1. Расходы и доходы ФСС по ОСС на ВНиМ за период 2008–2022 гг., млрд руб.

Источник: составлено авторами на основе данных из отчетов об исполнении бюджета ФСС.

РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЯ

Построение модели прогнозирования. Совокупности упорядоченных во времени значений расходов и доходов ФСС по ОСС на ВНиМ, приведенные в табл. 1, представляют собой два временных ряда $x(t), y(t) (t = 0, \dots, n-1)$, где число наблюдений $n = 15$.

В настоящее время для описания динамики нескольких взаимосвязанных друг с другом временных рядов широко используются модели векторной авторегрессии (VAR-модели). Исходя из этого, построим модель данного вида для исследуемых рядов.

VAR-модели применяются к стационарным временным рядам (Кацко, Яроменко, Задорожный, 2023). Вместе с тем из табл. 1 видно, что ряды $x(t), y(t), t = 0, \dots, n-1$, содержат тенденции (тренды), а значит, не являются стационарными. Вследствие этого преобразуем их сначала к стационарному виду путем перехода к рядам из первых разностей:

$$\Delta x(t) = x(t) - x(t-1), \quad \Delta y(t) = y(t) - y(t-1), \quad t = 1, \dots, n-1.$$

Результаты использования теста Дики–Фуллера подтвердили стационарность рядов из первых разностей при 5%-ном уровне значимости (табл. 2). При тестировании критические значения тестовых статистик брались из таблиц в (Магнус, Катышев, Пересецкий, 2007; Эконометрика ..., 2007), если использовались тестовые регрессии без свободного члена, а в случае применения тестовых регрессий со свободным членом они вычислялись по формуле (Эконометрика ..., 2007):

$$t_{0,95}^{DF} = -2,86 - 2,74 / n - 8,36 / n^2.$$

Учитывая малый объем имеющихся статистических данных ($n = 15$), ограничимся построением простейшей VAR-модели для рядов из первых разностей, т.е. модели вида (Сасаев, 2020):

$$\begin{cases} \Delta x(t) = a_0 + a_1 \Delta x(t-1) + a_2 \Delta y(t-1) + u_1(t), \\ \Delta y(t) = b_0 + b_1 \Delta x(t-1) + b_2 \Delta y(t-1) + u_2(t), \end{cases} \quad (1)$$

Таблица 2. Результаты использования теста Дики–Фуллера для рядов из первых разностей при 5%-ном уровне значимости

Ряд	Тестовая регрессия	Значение тестовой статистики	Критическое значение тестовой статистики
$\Delta x(t)$	Без свободного члена	–2,62	–1,95
$\Delta x(t)$	Со свободным членом	–3,36	–3,1
$\Delta y(t)$	Без свободного члена	–3,11	–1,95
$\Delta y(t)$	Со свободным членом	–4,38	–3,1

Источник: составлено авторами.

№ 358-ФЗ (за 2017 г.); от 16.10.2019 № 335-ФЗ (за 2018 г.); от 15.10.2020 № 315-ФЗ (за 2019 г.); от 25.10.2021 № 363-ФЗ (за 2020 г.); от 14.07.2022 № 252-ФЗ (за 2021 г.); от 24.07.2023 № 332-ФЗ (за 2022 г.).

Таблица 3. Результаты оценивания модели (1)

Ряд	Коэффициент детерминации	Оценки параметров		p-значение	Значимость параметров ($\alpha = 0,05$)	Значимость уравнения ($\alpha = 0,05$)
$\Delta x(t)$	0,105	$\hat{a}_0$	58,51	0,063	Незначим	Незначимо (значимость $F = 0,574$)
		$\hat{a}_1$	-0,108	0,740	Незначим	
		$\hat{a}_2$	-0,37	0,311	Незначим	
$\Delta y(t)$	0,494	$\hat{b}_0$	16,16	0,406	Незначим	Значимо (значимость $F = 0,033$)
		$\hat{b}_1$	0,603	0,017	Значим	
		$\hat{b}_2$	-0,186	0,438	Незначим	

Источник: составлено авторами.

где a_0, b_0 — свободные члены уравнений; a_1, a_2, b_1, b_2 — коэффициенты авторегрессии; $u_1(t), u_2(t)$ — не коррелированные друг с другом белые шумы.

Для оценивания параметров (свободных членов и коэффициентов авторегрессии) модели (1) был применен метод наименьших квадратов (МНК) к каждому уравнению в данной модели. Для этого использовался ППП Microsoft Excel (инструмент анализа «Регрессия»). Результаты оценивания приведены в табл. 3.

Как следует из данных табл. 3, модель (1) имеет низкое качество, а значит, непригодна для применения. Вследствие этого возникает необходимость использовать иные подходы для построения модели прогнозирования исследуемых временных рядов $x(t)$, $y(t)$, $t = 0, \dots, n-1$.

В (Ганичева, 2021) описано моделирование работы автомастерской на основе системы уравнений вида

$$\begin{cases} x' = ay + cx, \\ y' = bx + dy. \end{cases} \quad (2)$$

Здесь $x = x(t)$ — расходы на ремонт автомобилей; $y = y(t)$ — доходы от ремонта автомобилей; t — время; a, b, c, d — коэффициенты пропорциональности.

Мы предлагаем воспользоваться данным математическим аппаратом, т.е. системой уравнений (1) для построения модели прогнозирования расходов и доходов СФР по ОСС на ВНиМ. Исходя из этого, будем полагать в дальнейшем, что в системе (2) $x = x(t)$ и $y = y(t)$ — соответственно расходы и доходы ФСС по ОСС на ВНиМ.

Система (2), согласно (Краснов, Киселев, Макаренко, 1978), представляет собой линейную однородную систему второго порядка обыкновенных дифференциальных уравнений с постоянными коэффициентами. Достоинством этой системы является возможность получения ее точного аналитического решения в общем виде. Это решение, наряду с общим решением задачи Коши для данной системы, представлено нами в Приложении.

Возможный подход к применению системы (2) для построения модели прогнозирования может заключаться, на наш взгляд, в том, чтобы использовать общее решение данной системы (либо общее решение задачи Коши для данной системы) в качестве аддитивных детерминированных трендов в спецификации модели временных рядов $x(t)$, $y(t)$, $t = 0, \dots, n-1$, а именно:

$$\begin{cases} x(t) = f(t; a, b, c, d, C_1, C_2) + u_1(t), \\ y(t) = \varphi(t; a, b, c, d, C_1, C_2) + u_2(t). \end{cases} \quad (3)$$

Здесь пара функций $f(t; a, b, c, d, C_1, C_2)$, $\varphi(t; a, b, c, d, C_1, C_2)$ есть общее решение системы (2) (конкретный вид указанных функций зависит от значения параметра a , соотношения параметров a, b, c, d и приведен в Приложении в виде совокупности из пяти формул (П6), (П9), (П11), (П13) и (П15); C_1, C_2 — произвольные постоянные.

Следует заметить, что описанный подход к использованию дифференциальных уравнений в прикладных социально-экономических исследованиях является достаточно распространенным. Он применялся, в частности, в (Хавинсон, 2017) при построении модели численности занятых

по возрастным группам и в (Беспалько и др., 2018) — при построении модели динамики народонаселения Тверской области.

Для оценивания параметров в модели (3) используем МНК, а именно — значения данных параметров, по аналогии с (Хавинсон, 2017), выберем таким образом, чтобы минимизировалась функция

$$P(a, b, c, d, C_1, C_2) = \sum_{t=0}^{n-1} (x(t) - f(t; a, b, c, d, C_1, C_2))^2 + \sum_{t=0}^{n-1} (y(t) - \varphi(t; a, b, c, d, C_1, C_2))^2. \quad (4)$$

Здесь $x(t)$, $y(t)$, $t=0, \dots, n-1$ — исследуемые временные ряды (фактические данные, т.е. данные из табл. 1).

После оценивания параметров a, b, c, d, C_1, C_2 в качестве модели-претендента для дальнейшего использования будет выбрана одна из пяти моделей вида (3) (соответствующих пяти различным «частным» формам (П6), (П9), (П11), (П13), (П15) общего решения системы (2)), а именно — та, которая будет иметь максимальную точность.

Однако процесс численной минимизации функции (4) оказался неустойчивым и, вследствие этого, не дал приемлемого результата. Это обусловлено, в частности, тем, что компонента φ общего решения системы (2) является разрывной функцией от параметра a (формулы (П6), (П9) и (П11)) либо от параметров c и d (формула (П13)). К аналогичному отрицательному результату приходим и в том случае, когда в модели (3) вместо общего решения системы (2) используется общее решение задачи Коши для данной системы.

Выход из данной ситуации может заключаться в замене параметров a, b, c, d, C_1, C_2 в общем решении системы (2) (т.е. функций f и φ) на обобщенные параметры, относительно которых эти функции будут непрерывными. Проведя указанное действие, в итоге получаем следующие три спецификации модели исследуемых временных рядов:

$$\begin{cases} x(t) = (p + qt)e^{L_1 t} + u_1(t), \\ y(t) = (r + st)e^{L_2 t} + u_2(t); \end{cases} \quad (5)$$

$$\begin{cases} x(t) = pe^{L_1 t} + qe^{L_2 t} + u_1(t), \\ y(t) = re^{L_1 t} + se^{L_2 t} + u_2(t); \end{cases} \quad (6)$$

$$\begin{cases} x(t) = e^{L_1 t}(p \cos gt + q \sin gt) + u_1(t), \\ y(t) = e^{L_2 t}(r \cos gt + s \sin gt) + u_2(t), \end{cases} \quad (7)$$

где $p, q, r, s, g, L, L_1, L_2$ — параметры, подлежащие оцениванию.

Модели (5)–(7) по эконометрической терминологии являются внутренне нелинейными, т.е. не могут быть сведены к линейным моделям с помощью различных преобразований и замены переменных.

Оценим параметры данных моделей также с помощью МНК, т.е. будем выбирать их из условия минимума функций (сумм квадратов отклонений), аналогичных по виду с функцией (4).

Результаты оценивания с использованием ППП Microsoft Excel (инструмент анализа «Поиск решения») приведены в табл. 4. Там же для каждой модели (5)–(7) указано минимальное значение $\Sigma_{\min}^2$ суммы квадратов отклонений фактических данных от расчетных (теоретических), соответствующее оцененным параметрам.

Как следует из данных табл. 4, среди моделей (5)–(7) с оцененными параметрами наилучшей по значению $\Sigma_{\min}^2$ является модель (6). Исходя из этого, возьмем ее за основу для дальнейшего исследования.

Таблица 4. Оценки параметров моделей (5)–(7) и соответствующие им значения $\Sigma_{\min}^2$

Модель	$\hat{p}$	$\hat{q}$	$\hat{r}$	$\hat{s}$	$\hat{g}$	$\hat{L}$	$\hat{L}_1$	$\hat{L}_2$	$\Sigma_{\min}^2$
(5)	268,9	1,247	279,7	–1,863		0,0778			52682,9
(6)	139,6	148,7	179,3	121,4			0	0,1135	49711,3
(7)	283,5	0	264,1	0	0	0,0768			56606,9

Источник: составлено авторами.

Таким образом, согласно данным табл. 4 лучшая модель имеет вид

$$\begin{cases} \hat{x}(t) = \hat{p} + \hat{q}e^{\hat{L}t}, \\ \hat{y}(t) = \hat{r} + \hat{s}e^{\hat{L}t}, \end{cases}$$

или (заменяя, из соображений упрощения символической записи, L_2 на L)

$$\begin{cases} \hat{x}(t) = \hat{p} + \hat{q}e^{Lt}, \\ \hat{y}(t) = \hat{r} + \hat{s}e^{Lt}. \end{cases} \quad (8)$$

Здесь согласно данным табл. 4

$$\hat{p} = 139,6; \hat{q} = 148,7; \hat{r} = 179,3; \hat{s} = 121,4; \quad (9)$$

$$\hat{L} = 0,1135. \quad (10)$$

Модель (8) представляет собой векторную (двумерную) трендовую модель с единственной факторной переменной e^{Lt} .

Оценим теперь значимость модели (8) и оцененных параметров (9) (для параметра $\hat{L}$ проверка значимости весьма затруднительна).

Сделать это можно следующим образом. Значение параметра $\hat{L}$ (равное 0,1135) оставляем неизменным, а остальные параметры $\hat{p}$, $\hat{q}$, $\hat{r}$, $\hat{s}$ варьируем (делаем переменными). Далее, используя ППП Microsoft Excel (инструмент анализа «Регрессия»), построим две регрессии, а именно — регрессии $x(t)$ и $y(t)$ на константу и экспоненту e^{Lt} (при $\hat{L} = 0,1135$). Результаты построения указанных регрессий приведены в табл. 5.

Оценим теперь качество лучшей модели (8)–(10). Качество модели определяется ее адекватностью исследуемому процессу и точностью (Бережная, Бережной, 2006). Для временного ряда $z(t)$ ($t = 0, \dots, n-1$) его модель $\hat{z}(t)$ ($t = 0, \dots, n-1$) считается адекватной, если остаточная компонента (остаточная последовательность, остаточный ряд) $e(t) = z(t) - \hat{z}(t)$ ($t = 0, \dots, n-1$) удовлетворяет свойствам случайной компоненты временного ряда (Экономико-математические методы ..., 2002; Бережная, Бережной, 2006): случайности колебаний уровней остаточной последовательности, соответствия распределения случайной компоненты нормальному закону распределения, равенству математического ожидания случайной компоненты нулю, независимости значений уровней случайной компоненты (отсутствие существенной автокорреляции в остаточной последовательности). Исходя из этого, адекватность модели (8)–(10) будем оценивать по остаточным рядам:

$$e_x(t) = x(t) - \hat{x}(t), e_y(t) = y(t) - \hat{y}(t), \quad t = 0, \dots, n-1. \quad (11)$$

Нами была выполнена проверка вышеописанных свойств у остаточных рядов (11) на основе критериев, описанных в (Бережная, Бережной, 2006; Прошин, Сидоров, 2022; Экономико-математические методы ..., 2002; Эконометрика ..., 2007). Результаты проверки для 5%-ного уровня значимости представлены в табл. 6. При этом использованы следующие обозначения: K — протяженность самой длинной серии; v — общее число серий; d_L и d_U — соответственно нижнее и верхнее пороговые значения статистики критерия Дарбина–Уотсона.

Как видно из данных табл. 6, остаточные ряды (11) удовлетворяют всем свойствам случайной компоненты временного ряда. Кроме того, коэффициент корреляции между ними равен 0,003, и при этом значение статистики критерия Стьюдента равно 0,01, а ее критическое значение равно 2,16 (для 5%-ного уровня значимости и числа степеней свободы, равном $n - 2 = 13$), откуда следует, что корреляция между остаточными рядами незначима. Следовательно, модель (8)–(10) адекватна.

Таблица 5. Результаты построения регрессий $x(t)$ и $y(t)$ на константу и экспоненту e^{Lt} (при $\hat{L} = 0,1135$)

Ряд	Коэффициент детерминации	Оценки параметров		p -значение	Значимость параметров ($\alpha = 0,05$)	Значимость уравнения ($\alpha = 0,05$)
$x(t)$	0,949	$\hat{p}$	139,6	0,00013978	Значим	Значимо (значимость $F = 8,3E-10$)
		$\hat{q}$	148,7	8,3E-10	Значим	
$y(t)$	0,927	$\hat{r}$	179,3	1,09996E-05	Значим	Значимо (значимость $F = 8,9E-09$)
		$\hat{s}$	121,4	8,9E-09	Значим	

Источник: составлено авторами.

Таблица 6. Результаты проверки свойств у остаточных рядов (11)

Свойство остаточного ряда (нулевая гипотеза)	Критерий проверки	Значение статистики критерия				Критическое значение статистики критерия ($\alpha = 0,05$)	Наличие свойства
		Для ряда $e_x(t)$		Для ряда $e_y(t)$			
Случайность колебаний уровней	Критерий серий	K	3	K	4	7	Да
		v	7	v	8	4	
Соответствие нормальному зако- ну распределения	Шапиро– Уилка	0,946		0,967		0,881	Да
Отсутствие автокорреляции	Дарбина– Уотсона	1,9		1,56		d_L	Да
						d_U	
Равенство математического ожи- дания нулю	Стьюдента	1,3E–05		1,6E–05		2,14	Да

Источник: составлено авторами.

Оценим теперь точность модели (8)–(10).

Для временного ряда $\hat{z}(t)$ ($t = 0, \dots, n-1$) одним из наиболее распространенных показателей точности его модели $z(t)$ ($t = 0, \dots, n-1$), согласно (Экономико-математические методы..., 2002), является средняя относительная ошибка аппроксимации:

$$\varepsilon = \frac{1}{n} \sum_{t=0}^{n-1} \left| (z(t) - \hat{z}(t)) / z(t) \right| \times 100\% . \quad (12)$$

Принято считать, что модель $\hat{z}(t)$ ($t = 0, \dots, n-1$) обладает приемлемой точностью, если значение ошибки (12) для этой модели не превышает определенного порога $\varepsilon_{\text{пор}}$ (Хавинсон, 2017). Вместе с тем, судя по ряду литературных источников, в настоящее время величина этого порога строго не определена и варьирует в достаточно широких пределах. Так, например, приводятся следующие значения $\varepsilon_{\text{пор}}$: 10% (Хавинсон, 2017); 5–7% (Эконометрика ..., 2007); 20% (Бердникова, Осенняя, Хахук, 2021). Наряду с этим, в (Льюис, 1986) представлены типичные значения ошибки аппроксимации ε и их интерпретация (табл. 7).

В дальнейшем для определенности при оценке точности моделей будем придерживаться табл. 7.

Для модели (8)–(10) ошибки аппроксимации (12) оказались равны

$$\varepsilon_x = 5,28\%; \quad \varepsilon_y = 7,65\% . \quad (13)$$

В соответствии с табл. 7 значения ошибок (13) свидетельствуют о высокой точности модели (8)–(10). На рис. 2, 3 представлены результаты аппроксимации по модели (8)–(10) расходов и доходов ФСС по ОСС на ВНиМ за период 2008–2022 гг.

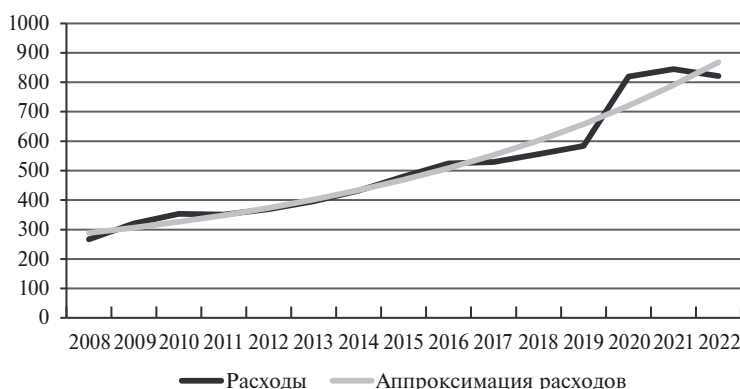


Рис. 2. Расходы ФСС по ОСС на ВНиМ за период 2008–2022 гг. и их аппроксимация по модели (8)–(10), млрд руб.

Источник: составлено авторами.



Рис. 3. Доходы ФСС по ОСС на ВНиМ за период 2008–2022 гг. и их аппроксимация по модели (8)–(10), млрд руб.

Источник: составлено авторами.

Таблица 8. Результаты построения регрессий $x(t)$ и $y(t)$ на константу и экспоненту $e^{\hat{L}t}$ (при $\hat{L} = 0,1135$) по обучающей выборке

Ряд	Коэффициент детерминации	Оценки параметров		p-значение	Значимость параметров ($\alpha = 0,05$)	Значимость уравнения ($\alpha = 0,05$)
$x(t)$	0,959	$\hat{p}$	180,4	1,15E–06	Значим	Значимо (значимость $F = 2,7E-08$)
		$\hat{q}$	124,1	2,74E–08	Значим	
$y(t)$	0,844	$\hat{r}$	184,9	0,00034	Значим	Значимо (значимость $F = 2,4E-05$)
		$\hat{s}$	118,5	2,42E–05	Значим	

Источник: составлено авторами.

Таблица 9. Результаты ретропрогноза на тестовую выборку

Год	Номер года, t	Расходы $x(t)$, млрд руб.		Доходы $y(t)$, млрд руб.	
		Факт	Прогноз	Факт	Прогноз
2020	12	819,6	664,8	607,4	647,5
2021	13	844,2	723,1	770,0	703,1
2022	14	820,8	788,3	762,6	765,4

Источник: составлено авторами.

Между тем, поскольку данная модель предназначена для прогнозирования, то целесообразно оценить ее прогнозную точность, используя ретропрогноз. Для этого разделим каждый исходный временной ряд на две части: на обучающую (соответствующую значениям $t = 0, \dots, 11$) и тестовую (соответствующую значениям $t = 12, 13, 14$) выборки. Далее, полагая в модели (8) значение параметра $\hat{L}$ (равное 0,1135) неизменным, варьируем (считаем переменными) остальные параметры $\hat{p}$, $\hat{q}$, $\hat{r}$, $\hat{s}$ и находим их оценки по обучающей выборке. Для этого, используя ППП Microsoft Excel (инструмент анализа «Регрессия»), строим регрессии $x(t)$ и $y(t)$ на константу и экспоненту $e^{\hat{L}t}$ (при $\hat{L} = 0,1135$) по обучающей выборке. Результаты построения указанных регрессий приведены в табл. 8. В табл. 9 приведены результаты ретропрогноза на тестовую выборку.

Средние относительные ошибки ретропрогнозов, вычисленные по формуле аналогичной (12) для $n = 3$ (объем тестовой выборки) и $t = 12, 13, 14$, оказались равны

$$\varepsilon_{rx} = 12,4\%; \varepsilon_{ry} = 5,2\%. \quad (14)$$

Таким образом, построенная модель (8)–(10) является адекватной, имеет высокую точность аппроксимации (формула (13)) и достаточно высокую точность ретропрогноза (формула (14)), а значит, может быть использована для прогнозирования расходов и доходов СФР по ОСС на ВНиМ на период упреждения.

Результаты прогнозирования. Результаты прогнозирования расходов и доходов СФР по ОСС на ВНиМ по модели (8)–(10) для периода упреждения прогноза в три года представлены в табл. 10.

Таблица 10. Прогнозы расходов и доходов СФР по ОСС на ВНиМ по модели (8)–(10)

Год	Номер года, t	Прогноз	
		Расходы $\hat{x}(t)$, млрд руб.	Доходы $\hat{y}(t)$, млрд руб.
2023	15	955,9	845,6
2024	16	1054,0	925,7
2025	17	1164,0	1015,4

Источник: составлено авторами.

Как следует из данных табл. 10, в ближайшей перспективе ожидаемые значения доходов СФР по ОСС на ВНиМ будут значительно меньше расходов. Разница между ними, согласно полученным прогнозам, составит: 110,3 млрд руб. — в 2023 г.; 128,3 млрд руб. — в 2024 г. и 148,6 млрд руб. — в 2025 г. Это дает определенные основания для формирования соответствующей финансовой стратегии СФР по ОСС на ВНиМ.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Построена модель прогнозирования доходов и расходов СФР по ОСС на ВНиМ на основе линейной однородной системы второго порядка обыкновенных дифференциальных уравнений с постоянными коэффициентами. Полученная модель прошла проверку на адекватность и при этом имеет высокую точность аппроксимации и достаточно высокую точность ретропрогноза. На ее основе были получены прогнозы доходов и расходов СФР по ОСС на ВНиМ, позволившие оценить сбалансированность бюджета СФР по данному виду страхования в ближайшей перспективе. Согласно полученным прогнозам в 2023–2025 гг. по ОСС на ВНиМ ожидается превышение обязательств СФР над их финансовым обеспечением.

Для устранения (уменьшения) потенциального дисбаланса бюджета СФР по ОСС на ВНиМ на горизонте прогнозирования (2023–2025 гг.), на наш взгляд, первоочередным является *изыскание внутренних резервов* СФР. В этой связи представляется рациональной, в частности, реализация следующих мероприятий. Во-первых, включить пособия по временной нетрудоспособности в перечень доходов, не подлежащих (освобожденных) налогообложению, путем внесения соответствующих изменений в ст. 217 Налогового кодекса РФ при одновременном установлении пониженного на 13% размера компенсации утраченного дохода. Во-вторых, предусмотреть в бюджетировании пособия по уходу за ребенком до 1,5 лет два источника формирования финансовых ресурсов: первый — Федеральный бюджет в части выплаты базового размера пособия, гарантированного всем в соответствии с законодательством, второй — ОСС на ВНиМ в части доплаты до 40% утраченного заработка.

ПРИЛОЖЕНИЕ

Дана линейная однородная система второго порядка обыкновенных дифференциальных уравнений с постоянными коэффициентами:

$$\begin{cases} x' = ay + cx, \\ y' = bx + dy. \end{cases} \quad (\text{П1})$$

Здесь $x = x(t)$, $y = y(t)$ — некоторые дифференцируемые функции; t — время; a, b, c, d — коэффициенты пропорциональности. Требуется найти общее решение данной системы.

Процесс отыскания решения разобьем на два случая — когда коэффициент $a \neq 0$ и когда коэффициент $a = 0$. В случае когда коэффициент $a \neq 0$, решение системы (П1) может быть найдено методом исключения (Краснов, Киселев, Макаренко, 1978). Согласно данному методу продифференцируем по переменной t первое уравнение системы (П1). Затем, используя уравнения все той же системы (П1), исключим из правой части полученного уравнения переменную y и ее производную. Выполняя последовательно данные действия, будем иметь:

$$\begin{aligned} x'' &= ay' + cx'; & x'' &= a(bx + dy) + cx'; & x'' &= a(bx + d(x' - cx)/a) + cx'; \\ x'' &= abx + d(x' - cx) + cx'; & x'' &= abx + dx' - dcx + cx'; & x'' &= (c + d)x' + (ab - cd)x. \end{aligned}$$

Отсюда окончательно получаем уравнение

$$x'' - (c + d)x' + (cd - ab)x = 0, \quad (\text{П2})$$

которое представляет собой линейное однородное дифференциальное уравнение второго порядка с постоянными коэффициентами. Соответствующее ему (равно как и системе (П1)) характеристическое уравнение имеет вид

$$\lambda^2 - (c + d)\lambda + cd - ab = 0, \quad (\text{П3})$$

где λ — неизвестное число.

Как известно из теории дифференциальных уравнений (Краснов, Киселев, Макаренко, 1978), вид общего решения уравнения (П2) зависит от корней характеристического уравнения (П3). При этом принципиально возможны три разных случая, которые различаются между собой знаком дискриминанта

$$D = (c + d)^2 - 4(cd - ab) \quad (\text{П4})$$

уравнения (П3).

Случай 1. Дискриминант (П4) положительный. Тогда корни $\lambda_1 = 0,5(c + d + \sqrt{D})$, $\lambda_2 = 0,5(c + d - \sqrt{D})$ уравнения (П3) являются действительными различными числами, а общее решение уравнения (П2) имеет вид $x(t) = C_1 e^{\lambda_1 t} + C_2 e^{\lambda_2 t}$. Здесь C_1, C_2 — произвольные постоянные. При этом вторая компонента решения системы (П1) (функция $y(t)$) получается согласно первому уравнению системы (П1) по формуле

$$y(t) = (x'(t) - cx(t)) / a. \quad (\text{П5})$$

Таким образом, в рассматриваемом случае общее решение системы (П1) имеет вид

$$\begin{cases} x(t) = C_1 e^{\lambda_1 t} + C_2 e^{\lambda_2 t}, \\ y(t) = \frac{\lambda_1 - c}{a} C_1 e^{\lambda_1 t} + \frac{\lambda_2 - c}{a} C_2 e^{\lambda_2 t}. \end{cases} \quad (\text{П6})$$

Если для системы (П1) решается задача Коши с начальными условиями

$$x(0) = x_0, \quad y(0) = y_0, \quad (\text{П7})$$

то постоянные в (П6), выбираемые в соответствии с этими начальными условиями, будут таковы:

$$C_1 = ((c - \lambda_2)x_0 + ay_0) / (\lambda_1 - \lambda_2), \quad C_2 = ((\lambda_1 - c)x_0 - ay_0) / (\lambda_1 - \lambda_2). \quad (\text{П8})$$

Случай 2. Дискриминант (П4) равен нулю. Тогда уравнение (П3) имеет два одинаковых действительных корня $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda = 0,5(c + d)$, а общее решение уравнения (П2) имеет вид $x(t) = (C_1 + C_2 t)e^{\lambda t}$. Отсюда, с учетом (П5), получаем общее решение системы (П1):

$$\begin{cases} x(t) = (C_1 + C_2 t)e^{\lambda t}, \\ y(t) = [C_2 + (\lambda - c)(C_1 + C_2 t)]e^{\lambda t} / a. \end{cases} \quad (\text{П9})$$

Если для системы (П1) решается задача Коши с начальными условиями (П7), то постоянные в (П9), выбираемые в соответствии с этими начальными условиями, определяются по формуле:

$$C_1 = x_0, \quad C_2 = ay_0 - (\lambda - c)x_0. \quad (\text{П10})$$

Случай 3. Дискриминант (П4) отрицательный. Тогда корни характеристического уравнения (П3) являются комплексными числами $\lambda_{1,2} = 0,5(c + d) \pm 0,5i\sqrt{-D}$, а общее решение уравнения (П2) имеет вид

$$x(t) = e^{0,5(c+d)t} (C_1 \cos(0,5t\sqrt{-D}) + C_2 \sin(0,5t\sqrt{-D})).$$

Отсюда, с учетом (П5), получаем общее решение системы (П1):

$$\begin{cases} x(t) = e^{0,5(c+d)t} (C_1 \cos(0,5t\sqrt{-D}) + C_2 \sin(0,5t\sqrt{-D})), \\ y(t) = \frac{1}{2a} e^{0,5(c+d)t} \left[((d - c)C_1 + \sqrt{-D}C_2) \cos(0,5t\sqrt{-D}) + ((d - c)C_2 - \sqrt{-D}C_1) \sin(0,5t\sqrt{-D}) \right]. \end{cases} \quad (\text{П11})$$

Если для системы (П1) решается задача Коши с начальными условиями (П7), то постоянные в (П11), выбираемые в соответствии с этими начальными условиями, будут равны

$$C_1 = x_0, \quad C_2 = (2ay_0 + (c - d)x_0) / \sqrt{-D}. \quad (\text{П12})$$

В случае когда коэффициент $a = 0$, решение системы (П1) может быть получено последовательным интегрированием сначала первого, а затем второго уравнения системы (П1) (с учетом полученного решения первого уравнения). При этом возможны два случая — $c \neq d$ и $c = d$.

Выполнив указанные действия, получаем следующее решение системы (П1), когда $a = 0$ и $c \neq d$:

$$\begin{cases} x(t) = C_1 e^{ct}, \\ y(t) = (bC_1 / (c - d)) e^{ct} + C_2 e^{dt}. \end{cases} \quad (\text{П13})$$

Если для системы (П1) решается задача Коши с начальными условиями (П7), то постоянные в (П13), выбираемые в соответствии с этими начальными условиями, будут равны

$$C_1 = x_0, \quad C_2 = y_0 - bx_0 / (c - d). \quad (\text{П14})$$

Для случая когда $a = 0$ и $c = d$, решение системы (П1) будет иметь вид

$$\begin{cases} x(t) = C_1 e^{ct}, \\ y(t) = (bC_1 t + C_2) e^{ct}. \end{cases} \quad (\text{П15})$$

Если для системы (П1) решается задача Коши с начальными условиями (П7), то постоянные в (П15), выбираемые в соответствии с этими начальными условиями, будут равны

$$C_1 = x_0, \quad C_2 = y_0. \quad (\text{П16})$$

Таким образом, общее решение системы (П1), а также общее решение задачи Коши для данной системы представимо в виде совокупности соотношений (П6)–(П16).

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ / REFERENCES

- Алексеева Е.В.** (2018). Современное состояние обязательного социального страхования. Всероссийская научно-практическая конференция (с международным участием) «Актуальные проблемы интеграции науки и образования в регионе». Бузулук: БНТИ (филиал ОГУ). С. 180–184. [Alekseeva E.V. (2018). The current state of compulsory social insurance. *All-russian scientific-practical conference (with international participation) "Actual problems of the integration of science and education in the region"*. Buzuluk: Buzuluk Humanit. & Technolog. Inst., 180–184 (in Russian).]
- Бердникова В.Н., Осенняя А.В., Хахук Б.А.** (2021). Построение качественной модели оценки кадастровой стоимости недвижимости // *Экономика и математические методы*. Т. 57. № 2. С. 73–84. DOI: 10.31857/S042473880014895-3 [Berdnikova V.N., Osennaya A.V., Khakhuk B.A. (2021). Construction of a qualitative model for assessing the cadastral value of real estate. *Economics and Mathematical Methods*, 57, 2, 73–84. DOI: 10.31857/S042473880014895-3 (in Russian).]
- Бережная Е.В., Бережной В.И.** (2006). Математические методы моделирования экономических систем. Учеб. пособие. 2-е изд. М.: Финансы и статистика. 432 с. [Berezhnaya E.V., Berezhnoi V.I. (2006). *Mathematical methods for modeling economic systems: Schoolbook*. 2nd ed. Moscow: Finance & Statistics. 432 p. (in Russian).]
- Беспалько Е.В., Кудинов А.Н., Михеев С.А., Редчиц В.П., Рыжиков В.Н., Цветков В.П., Цветков И.В.** (2018). Динамика народонаселения Тверской области // *Вестник ТвГУ. Серия «Экономика и управление»*. № 1. С. 81–91. [Bespalko E.V., Kudinov A.N., Mikheev S.A., Redchitch V.P., Ryzikov V.N., Tsvetkov V.P., Tsvetkov I.V. (2018). Population dynamics in Tver Region. *Bulletin of TvSU. Series "Economics and Management"*, 1, 81–91 (in Russian).]
- Ганичева А.В.** (2021). Основы теории функции комплексной переменной. Операционное исчисление. СПб.: Лань. 148 с. [Ganicheva A.V. (2021). *Fundamentals of theory of functions of a complex variable. Operational calculus*. Saint Petersburg: Lan'. 148 p. (in Russian).]
- Гусейханова С.С.** (2019). Анализ и оценка деятельности Фонда социального страхования РФ // *Экономика и бизнес: теория и практика*. № 12-1 (58). С. 121–124. DOI: 10.24411/2411-0450-2019-11455 [Guseykhanova S.S. (2019). Analysis and evaluation of the activities of the social insurance fund of the Russian Federation. *Economy and Business: Theory and Practice*, 12-1 (58), 121–124. DOI: 10.24411/2411-0450-2019-11455 (in Russian).]
- Кацко И.А., Яроменко Н.Н., Задорожный Д.А.** (2023). Алгоритм построения диагностики моделей векторной авторегрессии или VAR-моделей в программном пакете GRETЛ // *Экономика и предпринимательство*. № 5. С. 1185–1191. [Katsko I.A., Yaromenko N.N., Zadorozhny D.A. (2023). Algorithm for constructing diagnostics of vector autoregression models or VAR models in the GRETЛ software package. *Economics and Entrepreneurship*, 5, 1185–1191 (in Russian).]
- Краснов М.Л., Киселев А.И., Макаренко Г.И.** (1978). Сборник задач по обыкновенным дифференциальным уравнениям: Учеб. пособие для вузов. 3-е изд. М.: Высшая школа. 287 с. [Krasnov M.L., Kiselev A.I., Makarenko G.I. (1978). *Collection of problems on ordinary differential equations: A textbook for universities*. 3rd ed. Moscow: Higher School. 287 p. (in Russian).]

- Makarenko G.I.** (1978). *Problem book on ordinary differential equations: Schoolbook*. 3nd ed. Moscow: Vysshaja Shkola. 287 p. (in Russian).]
- Льюис К.Д.** (1986). Методы прогнозирования экономических показателей. Пер. с англ. и предисл. Е.З. Демиденко. М.: Финансы и статистика. 133 с. [**Lewis C.D.** (1986). *Industrial and business forecasting methods*. Transl. from English and preface E.Z. Demidenko. Moscow: Finansy i statistika. 133 p. (in Russian).]
- Магнус Я.Р., Катышев П.К., Пересецкий А.А.** (2007). Эконометрика. Начальный курс: Учебник. 8-изд. М.: Дело. 504 с. [**Magnus Y.R., Katyshev P.K., Peresetsky A.A.** (2007). *Econometrics. Beginning course: Textbook*. 8th ed. Moscow: Delo. 504 p. (in Russian).]
- Малютина М.В., Дырченкова Ю.А.** (2021). Анализ состава и структуры доходов и расходов Фонда социального страхования РФ // *Современная научная мысль*. № 3. С. 175–183. DOI: 10.24412/2308-264X-2021-3-175-183 [**Malyutina M.V., Dyrchekova Y.A.** (2021). Analysis of the composition and structure of income and expenses of the social insurance fund of the Russian Federation. *Modern Scientific Thought*, 3, 175–183. DOI: 10.24412/2308-264X-2021-3-175-183 (in Russian).]
- Мигранова Л.А., Роик В.Д.** (2020). Социальное страхование в России: состояние, современные вызовы и ответы на них // *Научное обозрение. Серия 1: Экономика и право*. № 1–2. С. 75–95. DOI: 10.26653/2076-4650-2020-1-2-07 [**Migranova L.A., Roik V.D.** (2020). Social insurance in Russia: State, current challenges and responses to them. *Scientific Review. Series 1. Economics and Law*, 1–2, 75–95. DOI: 10.26653/2076-4650-2020-1-2-07 (in Russian).]
- Подвойский Г.Л.** (2022). Вопросы воспроизводства человеческого потенциала в условиях новых вызовов // *Мир новой экономики*. Т. 16. № 3. С. 63–74. DOI: 10.26794/2220-6469-2022-16-3-63-74 [**Podvoisky G.L.** (2022). Human potential reproduction in the context of new challenges. *The World of New Economy*, 16, 3, 63–74. DOI: 10.26794/2220-6469-2022-16-3-63-74 (in Russian).]
- Прошин В.И., Сидоров В.Г.** (2022). Анализ результатов измерений в экспериментальной физике. Учеб. пособие. СПб.: Лань. 172 с. [**Proshin V.I., Sidorov V.G.** (2022). *Analysis of measurement results in experimental physics. Schoolbook*. Saint Petersburg: Lan'. 172 p. (in Russian).]
- Рябичева О.И., Гаджиева Л.Э.** (2020). Современное состояние и перспективы развития системы обязательного социального страхования в России // *Экономика и управление: проблемы, решения*. Т. 5. № 11 (107). С. 104–107. DOI: 10.36871/ek.up.p.r.2020.11.05.018 [**Ryabicheva O.I., Gadzhieva L.E.** (2020). Current state and prospects for development of the mandatory social insurance system in Russia. *Economics and Management: Problems, Solutions*, 5, 11 (107), 104–107. DOI: 10.36871/ek.up.p.r.2020.11.05.018 (in Russian).]
- Сасаев Н.И.** (2020). Первичная оценка экономической эффективности стратегических направлений развития газовой отрасли России // *Экономика и математические методы*. Т. 56. № 2. С. 52–65. DOI: 10.31857/S042473880009219-9 [**Sasaev N.I.** (2020). Primary assessment of the economic effectiveness of strategic directions for the development of the gas industry in Russia. *Economics and Mathematical Methods*, 56, 2, 52–65. DOI: 10.31857/S042473880009219-9 (in Russian).]
- Хавинсон М.Ю.** (2017). Моделирование нелинейной динамики уровня занятости в регионе (на примере регионов юга дальнего востока России) // *Вестник Пермского университета. Экономика*. Т. 12. № 4. С. 575–591. DOI: 10.17072/1994-9960-2017-4-575-591 [**Khavinson M. Yu.** (2017). Modeling of nonlinear dynamics of employment rate in a region (in the case study of the regions of the south of the Russian Far East). *Perm University Herald. Economy*, 12, 4, 575–591. DOI: 10.17072/1994-9960-2017-4-575-591 (in Russian).]
- Эконометрика: учебник (2007). И.И. Елисеева (общ. ред.). 2-е изд. М.: Финансы и статистика. 576 с. [*Econometrics: Schoolbook* (2007). I.I. Eliseeva (ed). 2nd ed. Moscow: Finansy i statistika. 576 p. (in Russian).]
- Экономико-математические методы и прикладные модели. Учеб. пособие для вузов (2002). В.В. Федосеев (общ. ред.). М.: ЮНИТИ. 391 с. [*Economic and mathematical methods and applied models: Schoolbook* (2002). V.V. Fedoseev (ed.). Moscow: YUNITI. 391 p. (in Russian).]
- Ali M., Egbetokun A., Memon M.H.** (2018). Human capital, social capabilities and economic growth. *Economies*, 6 (1), 1–18. DOI: 10.3390/economies6010002
- Kamilova N.** (2022). Human capital as the main factor of innovative development of the modern economy. *Web of Scholars: Multidimensional Research Journal*, 1, 5, 136–140. DOI: 10.17605/OSF.IO/FJ2DV
- Ma J., Montenegro-Marin C.E., Crespo R.G.** (2021). Effective high-quality economic growth based on human capital structure. *Expert Systems*, e12863. DOI: 10.1111/exsy.12863
- Wang S., Lin X., Xiao H., Bu T., Li Y.** (2022). Empirical study on human capital, economic growth and sustainable development: Taking Shandong province as an example. *Sustainability*, 14 (12), 7221. DOI: 10.3390/su14127221
- Zhou D., Huang M.** (2019). The research on coupling level difference and path of human capital and economic growth in China's five urban agglomerations. *Atlantis Press. Advances in Economics, Business and Management Research, Proceedings of the 2nd International Conference on Economy, Management and Entrepreneurship (ICOEME2019)*, 85, 223–234. DOI: 10.2991/icoeme-19.2019.44

Forecasting income and expenses of the Social Fund of Russia on compulsory social insurance in case of temporary disability and in connection with motherhood

© 2024 V.A. Udod, O.V. Kasacheva

V.A. Udod,

National Research Tomsk State University, Tomsk, Russia; e-mail: pr.udod@mail.ru

O.V. Kasacheva,

LLC Gazprom transgaz Tomsk, Tomsk, Russia; e-mail: ovkasacheva@mail.ru

Received 17.01.2023

Abstract. The article provides a brief description of the activities of the Social Insurance Fund of the Russian Federation (SIFR) until its merger (January 1, 2023) with the Pension Fund of the Russian Federation into the unified Social Fund of Russia (SFR). The object of the study was compulsory social insurance in case of temporary disability and in connection with maternity, and the subject of the study was an evaluation of the balance in the short term of the SFR budget for this type of insurance. A mathematical model is proposed for forecasting the income and expenses of the SFR for this type of insurance. To construct the mathematical model the data from reports on the implementation of the SIFR budget for the periods from 2008 to 2022 was used. A second-order linear homogeneous system of ordinary differential equations with constant coefficients was used as the basic mathematical apparatus. The model obtained was tested for adequacy. At the same time the model demonstrated high approximation accuracy and good retro-forecast accuracy. Based on the constructed model, a forecast of the indicated expenses and incomes for 2023–2025 was designed, from which it follows that in a given period, expenses will exceed incomes. Based on the results obtained, some recommendations are given to eliminate (reduce) the potential destabilization of the SFR budget for this type of insurance.

Keywords: forecasting model, income and expenses, compulsory social insurance, temporary disability, motherhood, budget, payments, benefits.

JEL Classification: C32, I13.

UDC: 369.

For reference: **Udod V.A., Kasacheva O.V.** (2024). Forecasting income and expenses of the Social Fund of Russia on compulsory social insurance in case of temporary disability and in connection with motherhood. *Economics and Mathematical Methods*, 60, 2, 67–79. DOI: 10.31857/S0424738824020067 (in Russian).