

# ФАКТОРЫ РАЗВИТИЯ РОССИЙСКОГО СТРАХОВОГО РЫНКА

**А. В. Саломатин**

*Московский государственный университет им. М. В. Ломоносова, Россия*  
E-mail: salomatinav@gmail.com

В данной статье рассматриваются факторы, влияющие на развитие страхового рынка в России. На базе экономической статистики и прикладных методов анализа временных рядов исследуются и прогнозируется динамика собранных страховых премий как одного из ключевых показателей роста. Проводится исследование и отбор факторов развития страхового рынка

## DEVELOPMENT FACTORS OF THE RUSSIAN INSURANCE MARKET

**A. V. Salomatin**

This article analyzes the factors influencing on development of the insurance market in Russia. Based on economic statistics and applied methods of time series analysis, the dynamics of collected insurance premiums is studied and forecasted as one of the key growth indicators. Research and selection of insurance market development factors is being carried out

Страхование является важным и необходимым инструментом в современной экономике, который может поддерживать стабильное, здоровое и безопасное развитие национальной экономики, а также защищать предприятия от различных природных и производственных рисков. Для сохранения стабильности и здорового развития страхового рынка важно улучшать не только качество предоставляем услуг, но и также поддерживать равномерный и высокий уровень страхового покрытия для всех регионов России. В последние годы российский финансовый рынок сталкивается с беспрецедентными возможностями и вызовами в связи различными потрясениями, такими как: пандемия, геополитические конфликты, природные катаклизмы и др. Несмотря на это, страховые компании продолжают свой активный рост, улучшая не только финансовые показатели для привлечения новых активов, но и внедряют технологии, цифровые платформы для улучшения процессов и обслуживания клиентов, что способствует росту эффективности и увеличению клиентской базы

Одним из основных показателей эффективной работы страховой организации является страховая премия. Изменение общего рыночного объема данного показателя отражает динамику развития страхового рынка на макроуровне. Для анализа ситуации на страховом рынке России воспользуемся сезонными данными по страховым сборам с 2006 по 2021 гг.<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> ЦБ РФ [Электронный ресурс]. URL [https://cbr.ru/insurance/reporting\\_stat/](https://cbr.ru/insurance/reporting_stat/) (дата обращения: 28.09.2023).

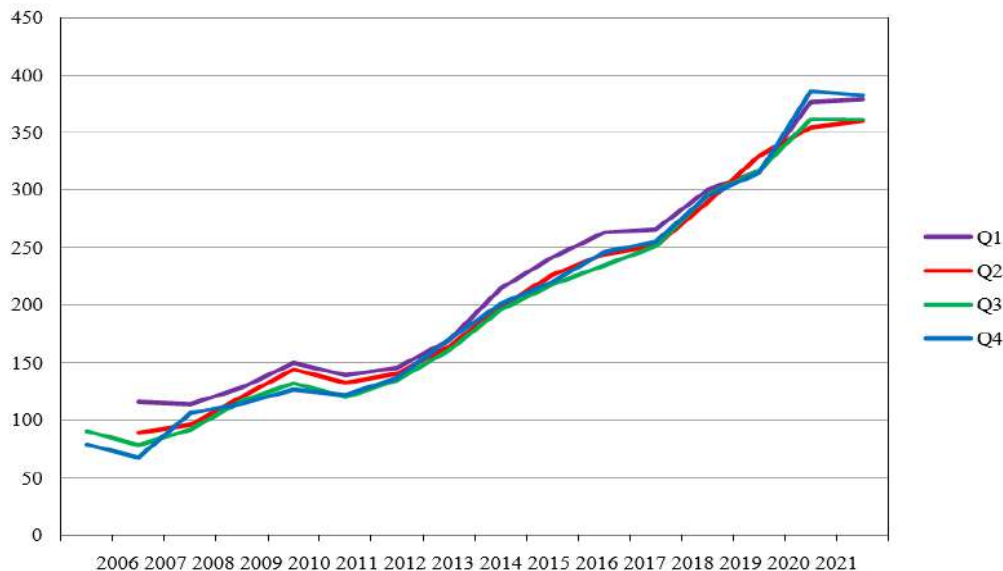


Рис. 1. Сумма собранных премий в России (в млн. руб.)

На рисунке заметен детерминированный тренд, который приводит к росту суммы страховых премий с течением времени. Номер квартала с наименьшим значением исследуемой переменной менялся с течением времени, однако на основании выборочной совокупности можно утверждать, что минимальная величина признака в среднем достигается в третьем квартале. Различия в средних значениях по кварталам на первый взгляд несущественны, что может быть аргументом в пользу отсутствия сезонных колебаний. В то же время эти результаты не сходятся с визуальным анализом периодограммы и корреляционных функций.

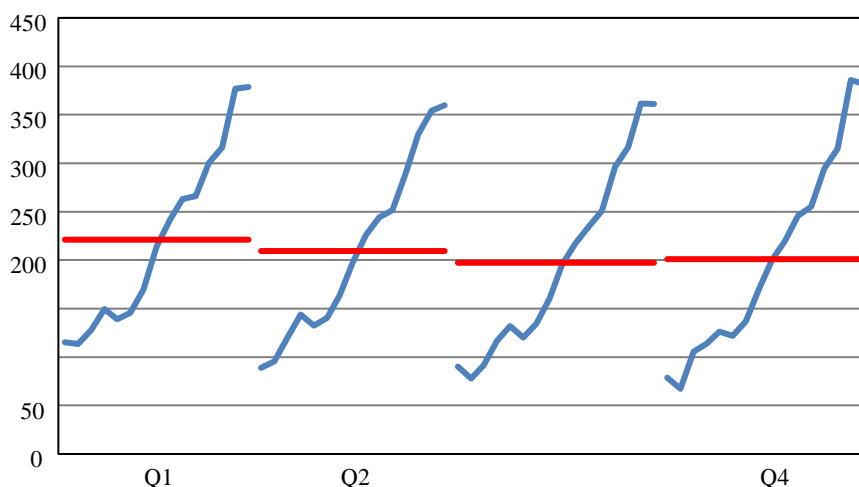


Рис. 2. Сезонно-упорядоченный график

Если рассмотреть результаты графического анализа в совокупности, то вопрос о наличии сезонного паттерна в данных остается открытым. Такие противоречия вынуждают использовать как сезонные и несезонные модели в целях



прогнозирования динамики ряда: модель с фиктивными сезонными переменными и трендом, модель с гармоническими сезонными переменными, модель экспоненциального сглаживания (модели Хольта-Уинтерса и Тейла-Вейджа), ARIMA и SARIMA модели.

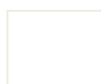
Таблица 1

**Сравнение моделей классов ARIMA / SARIMA**

Тест Вальда ( <i>p</i> – value)	30,20 (0,0000)	62,44 (0,0000)	91,93 (0,0000)	74,28 (0,0000)	52,89 (0,0000)
Все компоненты значимы?	Нет	Да	Да	Нет	Да
Информационные критерии	<i>AIC</i> : 528,8 <i>BIC</i> :537,3 <i>HQIC</i> : 535,6	<i>AIC</i> : 505,3 <i>BIC</i> :513,7 <i>HQIC</i> : 509,8	<i>AIC</i> : 459,3 <i>BIC</i> : 465,5 <i>HQIC</i> : 463,2	<i>AIC</i> : 461,7 <i>BIC</i> :468,8 <i>HQIC</i> : 467,1	<i>AIC</i> : 459,3 <i>BIC</i> :467,5 <i>HQIC</i> :464,1,
Тесты на нормальное распределение остатков	<i>pJB</i> : 0,0185 <i>pSW</i> : 0,0039 <i>pSF</i> : 0,0055	<i>pJB</i> : 0,0611 <i>pSW</i> : 0,1028 <i>pSF</i> : 0,0375	<i>pJB</i> : 0,2606 <i>pSW</i> : 0,3112 <i>pSF</i> : 0,1930	<i>pJB</i> : 0,6109 <i>pSW</i> : 0,6466 <i>pSF</i> : 0,4763	<i>pJB</i> : 0,1378 <i>pSW</i> : 0,1880 <i>pSF</i> : 0,1109
Тест на автокорреляцию остатков	<i>pLB</i> :0,0000	<i>pLB</i> :0,6638	<i>pLB</i> :0,3844	<i>pLB</i> :0,0377	<i>pLB</i> :0,5675
Ошибки модели	<i>RMSE</i> : 11,4 <i>MAPE</i> : 8,46%	<i>RMSE</i> : 13,9 <i>MAPE</i> : 6,18%	<i>RMSE</i> : 12,0 <i>MAPE</i> : 4,76%	<i>RMSE</i> : 12,1 <i>MAPE</i> : 5,01%	<i>RMSE</i> : 12,6 <i>MAPE</i> : 4,77%

Оптимальной моделью класса ARIMA / SARIMA среди рассмотренных в рамках данной работы будем считать модель SARIMA(1, 1, 0)(1, 1, 0). Оценки всех компонентов модели оказались значимы, как и модель в целом, информационные критерии принимают наименьшие значения, остатки неавтокоррелированы и нормально распределены. Средняя абсолютная процентная ошибка всех представленных моделей свидетельствует о хорошей прогностической способности, однако, учитывая единицы измерения, отклонение в абсолютном значении может задавать широкий доверительный интервал. Также согласно результатам моделирования можно утверждать, что наличие сезонной компоненты существенно улучшает оценки<sup>2</sup>.

<sup>2</sup> Нерадовская П. В. Страховой рынок: некоторые характеристики экстенсивного и интенсивного развития С. 142–153.



**Оценки моделей временных рядов для прогнозирования  
суммы собранных страховых премий в России**

Модель	Оценка
Модель с сезонными переменными и линейным трендом	$\hat{y}_t = 42,92^{***} + 5,11^{***}t + 25,02^{***}d_1 + 7,97d_2 + 1,18d_3$
Модель с гармоническими сезонными переменными и линейным трендом	$\hat{y}_t = 50,93^{***} + 5,12^{***}t - 12,78^{***} \sin_1 + 5,33 \cos_1 + 0,57 \sin_2 - 1,77 \cos_2,$ где $\sin_1 = \sin \frac{\pi t}{6}, \cos_1 = \cos \frac{\pi t}{6},$ $\sin_2 = \sin \frac{\pi t}{3}$ и $\cos_2 = \cos \frac{\pi t}{3}$
Модель Хольта-Уинтерса	$\hat{\alpha} = 0,4504$ $\hat{\beta} = 0,0342$ $\hat{\gamma} = 0,6469$
Модель Тейла-Вейджа	$\hat{\alpha} = 0,6086$ $\hat{\beta} = 0,0414$ $\hat{\gamma} = 0,2957$
SARIMA(1,1,0)(1,1,0) <sub>4</sub>	$(1 + 0,197 * L + 0,655^{***} L^4) \Delta \Delta_4 y_t = 0,462^{***} + t$

\* – переменная статистически значима на уровне значимости  $\alpha = 0,05$

\*\*\* – переменная статистически значима на уровне значимости  $\alpha = 0,001$

Для сравнения моделей разных классов между собой применяется тот же подход, как и при сравнении моделей ARIMA / SARIMA. Как и ожидалось, простые модели, включающие в себя несколько сезонных переменных и линейный тренд, показывают результаты хуже по сравнению с адаптивными и SARIMA-моделями. Ограничение средней абсолютной процентной ошибки выделенных моделей числом в 5,5% означает их хорошую прогностическую способность.

Для построения эконометрической модели была составлена информационная база данных по данным агрегированных поступлений в страховые организации в регионах Российской Федерации за 16 лет. В качестве контрольных независимых переменных, которые потенциально имеет большую объясняющую способность для суммы собранных страховых премий, были отобраны следующие показатели<sup>3</sup>:

Profit – лагированное значение разности совокупных поступлений и выплат по договорам страхования в регионе (в тыс. руб.)

- GRP – скорректированный валовой региональный продукт (в млн. руб.).
- Min – прожиточный минимум, установленный в регионе (руб.).

<sup>3</sup> Дуброва Т. А. Сравнительный статистический анализ состояния рынка страховых услуг в регионах РФ. С. 22–25.

- Inc – скорректированные среднедушевые денежные доходы (руб.)
- Poor – доля населения с среднемесячными денежными доходами ниже уровня прожиточного минимума, установленного в регионе (в %).

Таблица 2

Оценка модели с поправками Дрисколла-Краая

Переменная	Оценка коэффициента	Стандартная ошибка	t-статистика	p-value
Profit	1,512	0,0232	65,10	0,000
GRP	0,008	0,0005	15,40	0,000
Min	0,157	0,0608	2,59	0,010
Poor	-92,321	42,2892	-2,18	0,029

Новая модель с поправками на слабые стороны предыдущей имеет вид:

$$Y_{it} = \alpha_i + 1,512 * Profit_{it} + 0,008 * GRP_{it} + 0,157 * Min_{it} + 4,683 * LivSpit - 92,321 * Poor_{it}$$

Ключевую объясняющую способность для суммы собранных страховых премий имеют следующие переменные: скорректированный валовой региональный продукт, прожиточный минимум, общая введенная в эксплуатацию жилая площадь и доля населения с доходами ниже прожиточного минимума; значение коэффициентов по знаку совпали с предположениями. Отметим незначимость временных эффектов в модели: если бы некоторые из них (например,  $d2009$ ) имели статистическую значимость можно было предположить введение бинарных переменных для упрощения модели, при этом такое действие имело бы содержательную трактовку.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Официальный сайт ЦБ РФ. [Электронный ресурс]. URL: [https://cbr.ru/insurance/reporting\\_stat/](https://cbr.ru/insurance/reporting_stat/) (дата обращения: 28.09.2023).
2. Нерадовская П. В. Страховой рынок: некоторые характеристики экстенсивного и интенсивного развития // Страхование. № 2. С. 142-153.
3. Голышева Е. Е. Факторы развития страхового рынка: региональный аспект // Современные наукоемкие технологии. Региональное приложение. 2016. № 1 (45). С. 16-21.
4. Дуброва Т. А. Сравнительный статистический анализ состояния рынка страховых услуг в регионах РФ. 2009. № 21 (144). С. 22-25.
5. Barro R. J., Xavier S. M. "Convergence" // Journal of Political Economy. 1992. Vol. 100 (2). P. 223-251.
6. Федеральный закон «Об организации страхового дела в РФ» № 4015-1 от 27 ноября 1992 г. (с изменениями и дополнениями), ст. 8.1. // Справочно-правовая система «Консультант Плюс». [Электронный ресурс]. URL: <http://base.consultant.ru/cons/cgi/online.cgi?req=doc;base=LAW;n=148321> (дата обращения: 22.07.13).

