В. П. Максимов, С. Е. Шипицына, В. А. Лёвушкин

ПРИМЕНЕНИЕ ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИХ МОДЕЛЕЙ К ОПИСАНИЮ РЕГИОНАЛЬНОГО СТРАХОВОГО РЫНКА

Как известно, развитие страховой отрасли сопряжено с рядом факторов, которые носят случайный характер. Кроме того, на страховой рынок существенное влияние оказывают макроэкономические показатели развития общества. В связи с этим возрастает актуальность вопросов, связанных с количественными и качественными изменениями на страховом рынке и с определением закономерностей его развития. Вопросам моделирования и прогнозирования российского страхового рынка в настоящее время не уделяется должного внимания, а работы, посвященные развитию региональных страховых рынков, носят чаще всего фрагментарный характер.

В данной статье авторы предлагают свое видение применения эконометрических моделей к описанию регионального страхового рынка на примере Пермского края.

Для оценки уровня страховой защиты на национальном и региональном уровне, как правило, исследователями используется понятие емкости страхового рынка. Для данной цели наряду с абсолютными показателями страхового рынка используются относительные характеристики. Основными абсолютными индикаторами являются:

1) страховые премии (всего, в отраслевом разрезе);

2) страховые выплаты (всего, в отраслевом разрезе).

Важнейшими относительными являются макроэкономические индикаторы:

1) уровень проникновения страхования — доля страховой премии в ВВП (ВРП);

2) плотность страхования — страховая премия на душу населения.

Отсюда следует, и нами это показано в [1, 2], что основную зависимость страховой рынок демонстрирует от ВРП, численности населения и инвестиционного потенциала региона. Для построения модели страхового рынка Пермского края введем ряд макроэкономических переменных. Страховые премии обозначим $y(t)$, при этом все страхование разделим на добровольное $y_1(t)$ и обязательное $y_2(t)$ (рис. 1). Валовой региональный продукт (ВРП) обозначим $x(t)$. Далее введем переменную — объем инвестиций $i(t)$. Также введем переменные — количество предприятий $c(t)$ и население региона $h(t)$, как потенциальных страхователей.

Таким образом, получаем следующую модель динамики страхового рынка:

$$\begin{cases} y'(t) = a_{11}y_1'(t) + a_{12}y_2'(t) + a_{13}x'(t); \\ y_1(t) = a_{20} + a_{21}x(t) + a_{22}i(t); \\ y_2(t) = a_{30} + a_{31}x(t) + a_{32}c(t) + a_{33}h(t); \\ x'(t) = a_{41}i'(t) + a_{42}y'(t). \end{cases} \quad (1)$$

В матричной форме модель такого вида может быть записана следующим образом:

$$A\dot{Y}(t) = BY(t) + CX(t) + DU(t) + E. \quad (2)$$

Здесь A, B, C, D, E — матрицы коэффициентов при соответствующих переменных, $Y(t)$ — вектор-столбец эндогенных переменных, $X(t)$

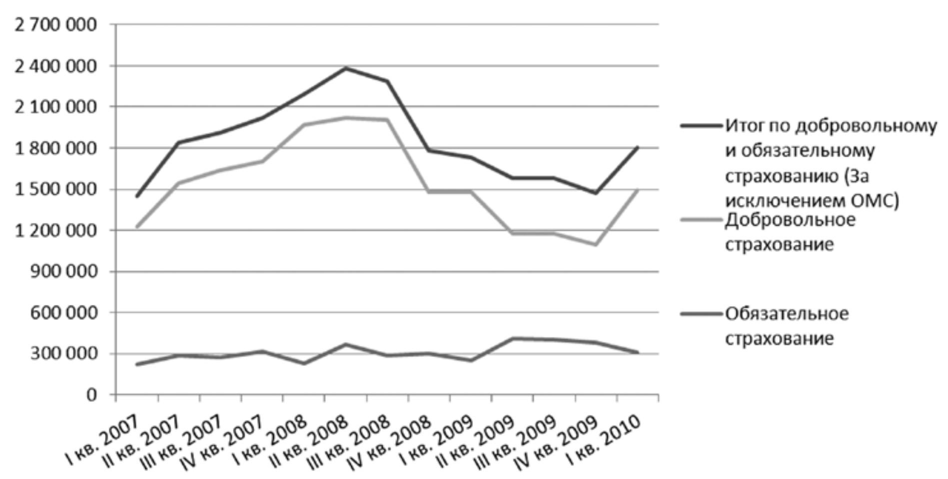

Рис. 1. *Динамика страховых премий по обязательному и добровольному страхованию в Пермском крае [3]*

— вектор-столбец экзогенных переменных, $U(t)$ — вектор-столбец управляющих переменных. Предполагается, что время t является непрерывной величиной, изменяющейся на отрезке $t \in [0;T]$.

Выпишем для описанной модели матрицы коэффициентов и переменных:

1) матрицы коэффициентов:

$$A=\begin{pmatrix} 1 & -a_{11} & -a_{12} & -a_{13} \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ -a_{42} & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix},\ B=\begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 0 & a_{21} \\ 0 & 0 & -1 & a_{31} \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix},$$

$$C=\begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 0 \\ a_{32} & a_{33} \\ 0 & 0 \end{pmatrix},\quad D=\begin{pmatrix} 0 & 0 \\ a_{22} & 0 \\ 0 & 0 \\ 0 & a_{41} \end{pmatrix},\quad E=\begin{pmatrix} 0 \\ a_{20} \\ a_{30} \\ 0 \end{pmatrix};$$

2) матрицы переменных:

$$Y(t)=\begin{pmatrix} y(t) \\ y_1(t) \\ y_2(t) \\ x(t) \end{pmatrix},\quad X(t)=\begin{pmatrix} c(t) \\ h(t) \end{pmatrix},\quad U(t)=\begin{pmatrix} i(t) \\ i'(t) \end{pmatrix}.$$

Здесь следует обратить внимание на тот факт, что ни матрица A, ни матрица B не являются обратимыми.

Оценить параметры модели, описываемой системой, на данном этапе не представляется возможным, ввиду того что система не является идентифицируемой из-за необратимости матрицы A. Однако если применить к уравнениям данной системы преобразование Лапласа, то процесс оценивания значительно упрощается. Так, предлагаемая модель была сведена к системе вида:

$$\tilde{A}Y(t)=\tilde{C}X(t)+\tilde{D}\tilde{U}(t)+\tilde{E}. \qquad (3)$$

Здесь:

$$\tilde{A}=\begin{pmatrix} 1 & -a_{11} & -a_{12} & -a_{13} \\ 0 & 1 & 0 & -a_{21} \\ 0 & 0 & 1 & -a_{31} \\ -a_{42} & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix},\quad \tilde{C}=\begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 0 \\ a_{32} & a_{33} \\ 0 & 0 \end{pmatrix},$$

$$\tilde{D}=\begin{pmatrix} 0 & 0 \\ a_{22} & 0 \\ 0 & 0 \\ 0 & a_{41} \end{pmatrix},\quad \tilde{E}=\begin{pmatrix} y(0)-a_{11}y_1(0)-a_{12}y_2(0)-a_{13}x(0) \\ a_{20} \\ a_{30} \\ x(0)-a_{42}y(0)-a_{41}i(0) \end{pmatrix},$$

$$\tilde{U}(t)=\begin{pmatrix} i(t) \\ i(0) \end{pmatrix}.$$

Так как преобразование Лапласа гарантирует взаимную однозначность оригинала и изображения, можно утверждать, что системы (2, 3) являются эквивалентными, т. е. их решения совпадают при соблюдении следующего условия:

$$\left(a_{42}a_{13}+a_{42}a_{12}a_{31}+a_{42}a_{11}a_{21}-1\right)\neq 0. \qquad (4)$$

В результате оценивания каждого уравнения системы (3) методом наименьших квадратов были получены следующие результаты:

1. $GDP\_REG = 5050858{,}57 - 1{,}75 \cdot PEOPLE +$
$+0{,}55 \cdot PREDPR + 0{,}80 \cdot INVESTMENT$;
2. $\text{INS\_ALL} = -134581887{,}23 + 48{,}74 \cdot PEOPLE -$
$-11{,}88 \cdot PREDPR + 44{,}57 \cdot INVESTMENT$;
3. $\text{INS\_DOBR} = -93216827{,}84 + 32{,}87 \cdot PEOPLE -$
$-11{,}10 \cdot PREDPR + 54{,}36 \cdot INVESTMENT$;
4. $\text{INS\_OBIAZ} = 6399902{,}61 - 2{,}20 \cdot PEOPLE -$
$-0{,}07 \cdot PREDPR - 0{,}78 \cdot INVESTMENT$.

Здесь $INS\_DOBR = y_1(t)$, $PEOPLE = h(t)$, $PREDPR = c(t)$, $INVESTMENT = i(t)$.

Эндогенные переменные в системе (3) могут быть спрогнозированы не иначе как от экзогенных переменных, которые, в свою очередь, также должны быть оценены. По всем выбранным переменным наблюдаются явные тренды, что позволяет для прогнозирования временных рядов экзогенных переменных воспользоваться линейной парной регрессией, где объясняющей переменной будет время.

Используя эту предпосылку, сделаем прогноз до 2012 г. Прогнозные и фактические значения экзогенных переменных представлены в таблице 1.

На основании полученных прогнозов экзогенных переменных по приведенным ранее формулам были получены прогнозы и их интервальные оценки (табл. 2).

К данной таблице стоит привести некоторые пояснения. Рассмотрим прогноз ВРП на 2010 год:

1) точечная оценка прогноза представлена значением 586492,86 млн руб.;

2) интервальная оценка прогноза следующая:

[586492,86 – 36658,40 млн руб.;
586492,86 + 36658,40 млн руб.]

или

[549 834,46 млн руб.; 623151,26 млн руб.].

Это означает, что, в соответствии с предложенной моделью, с вероятностью 90% размер ВРП Пермского края за 2010 г. предполагается в интервале от 549834,46 до 623151,26 млн руб.

Как видно из таблицы 2, доверительные интервалы по страховым премиям достаточно большие — 5340, 99 млн руб. по итогам 2010 г. и 8688,65 млн руб. по итогам 2011 г. Во многом

Таблица 1

Экзогенные переменные, прогноз до 2012 г. [4]

Год	Показатель		
	Численность постоянного населения на 1 января Пермский край, чел.	Потребность предприятий в работниках, заявленная в службы занятости по Пермскому краю, чел.	Объем инвестиций в основной капитал, млн руб.
2000	2878903,0	138441,0	27516,0
2001	2858588,0	167324,0	37977,0
2002	2837146,0	120447,0	38894,0
2003	2813770,0	104966,0	39679,3
2004	2791036,0	105294,0	50972,7
2005	2769805,0	117067,0	56799,7
2006	2748233,0	151029,0	75519,5
2007	2730892,0	196850,0	122480,4
2008	2718227,0	225093,0	***152388,7***
2009	2708419,0	***143014,5***	***137195,2***
2010	***2676635,4***	***179536,6***	***151251,4***
2011	***2656841,5***	***185461,0***	***165307,6***

Таблица 2

Эндогенные переменные, прогноз до 2012 г.

Год	Значение Δ [прогнозное значение], млн руб.			
	ВРП	Страховые премии		
		Всего	Добровольное страхование	Обязательное страхование
2010	36658,40 [586492,86]	5340,99 [485,70]	5490,08 [993,35]	847,60 [380,76]
2011	41593,91 [635635,57]	8688,65 [77,05]	8931,18 [1041,06]	1378,87 [412,93]

такой результат обусловлен отсутствием необходимой статистической информации и малым периодом идентификации (не более 12 наблюдений). Более того, полученные результаты могут свидетельствовать о том, что методологическая и теоретическая база моделирования применительно к страхованию являются недостаточно развитыми.

Вышеизложенные рассуждения и модель приводят к выводу о том, что прогнозирование регионального страхового рынка, создание эффективной системы идентификации страхового рынка от макроэкономических показателей, несомненно, имеет практическую значимость. Освоение регионов остается приоритетной задачей каждой крупной страховой организации. При этом встает вопрос выбора территорий, на которые следует обратить внимание в первую очередь. Это, с одной стороны, позволит оценить возможности конкретного региона, объем рынка и перспективы его изменения, прежде чем принимать решение об открытии нового филиала или об инвестировании средств в развитие существующего. С другой стороны, позволит использовать страховой потенциал как фактор повышения социально-экономического развития региона и достижения успешного стратегического планирования в нем.

Список источников

1. Шипицына С. Е. Оценка страхового потенциала региона // Экономика региона. 2009. № 2. С. 91-99.

2. Шипицына С. Е. Моделирование и прогнозирование страхового рынка региона // Экономика региона. 2010. № 2. С. 212-216.

3. Федеральная служба страхового надзора [Сайт]. URL: http://www.fssn.ru.

4. Пермский край в цифрах. Краткий статистический сборник / Пермьстат. Пермь, 2009. 75 с.

УДК 368.01; 368.1

ключевые слова: страхование, страховая деятельность, страховщик, страховые премии, страховые выплаты, региональный страховой рынок, страховой потенциал региона, социально-экономическое развитие региона, модель страхового рынка