

Прикладная эконометрика, 2015, 39 (3), с. 65–83.

Applied Econometrics, 2015, 39 (3), pp. 65–83.

И. А. Тетин¹

Циклы страховой деятельности в России и макроэкономические показатели

На основе статистики за 2005–2014 гг. с помощью корреляционного анализа и анализа причинности по Грэнджеру выделены факторы, потенциально оказывающие влияние на цикл страховой деятельности в России. Построена значимая эконометрическая модель, в которой колебания уровней убыточности описываются показателями государственных финансов, инвестиций в основной капитал и реальной заработной платы.

Ключевые слова: цикл страховой деятельности; волатильность; уровень убыточности; страховой рынок.

JEL classification: E32; E37; G22; C52; C53.

1. Введение

Под циклом страховой деятельности (циклом андеррайтинга) в широком смысле понимают взлеты и падения цен и прибылей в страховом бизнесе. Цикл, в частности, относится к тем взлетам и падениям, которым свойственна повторяемость и которые движимы силами, исходящими как из страхового, так и из внешнего мира. Характеристики цикла, его длина, амплитуда и т. п. являются различными для разных рыночных сегментов, географических рынков, периода наблюдений, однако сама цикличность есть универсальное свойство страховых рынков (Cummins, Outreville, 1987).

Страховой рынок может находиться в двух динамических состояниях: «мягком» и «жестком». Низкие цены и невысокая доходность, превышение страхового предложения над спросом говорят о состоянии мягкого рынка. Оно характеризуется высокой убыточностью, выводом капитала из рынка, снижением финансовой устойчивости страховых компаний. Как следствие, наблюдается высокая неплатежеспособность среди страховщиков. Неплатежеспособность есть предмет пристального внимания акционеров, а также регулирующих органов. Высокие цены, высокая доходность и ограниченное предложение страхового покрытия свидетельствуют о жестком периоде рынка (Niehaus, Terry, 1993). Во время жесткого рынка бизнес обязан покрывать все издержки, включая издержки на страхование, которые произошли во время мягкого рынка, а это, в свою очередь, ведет к росту цен на товары и услуги в экономике.

В работах (Тетин, 2014b, 2014с) с помощью авторегрессионных моделей второго порядка было показано, что российский страховой рынок как в целом, так и по отдельным линиям страхования подвержен циклическому поведению. Например, для ОСАГО длина цикла

¹ Тетин Илья Алексеевич — НИУ «Южно-Уральский государственный университет», Челябинск; Itetin.emms@yandex.ru.

составила 6.18 года, а для страхования имущества — 6.28 года. Данные результаты согласуются с положением дел в западных странах, где средняя длина циклов составляет 6–8 лет (Meier, Outreville, 2006).

Определение причин цикла андеррайтинга — ключевая задача в формировании стратегии поведения страховой компании, поскольку, оценив предполагаемый уровень убыточности, страховая компания может избежать снижения финансовой устойчивости, а при правильных управленческих решениях получить конкурентные преимущества. Для потребителей страховых услуг знание текущей фазы цикла может помочь в выборе правильной страховой защиты по адекватной цене. Оценка продолжительности циклов андеррайтинга позволяет строить модели платежеспособности страховой компании, рассчитывать стратегии поведения, компенсирующие действие цикла, моделировать различные рыночные сценарии и, в конечном счете, вести оптимальную страховую деятельность (Панюков, Тетин, 2012; Тетин, 2014а).

Существует множество гипотез о том, что является причиной циклов андеррайтинга, но к настоящему времени ученые еще не пришли к единому мнению. Исследования на эту тему можно разделить на два основных направления. Приверженцы первого направления считают, что циклы образуются под влиянием внутренних сил вследствие нерационального поведения страховщиков (Venezian, 1985), ограниченности размера страхового покрытия (Winter, 1994; Gron, 1994), влияния финансового качества² (Cagle, Harrington, 1995; Cummins, Danzon, 1997).

Сторонники второго направления полагают, что циклы андеррайтинга появляются под влиянием внешних факторов, например, вследствие институционального регулирования (Cummins, Outreville, 1987; Lamm-Tennant, Weiss, 1997; Chen et al., 1999), под влиянием процентных ставок (Fields, Venezian, 1989; Haley, 2007), доходности на фондовом рынке (Zhang, Nielson, 2009; Jawadi et al., 2009; Meier, Outreville, 2010), ставки инфляции (Bruneau, Sghaier, 2009), под влиянием общего состояния экономики (Grace, Hotchkiss, 1995; Leng, Meier, 2006; Guo et al., 2009).

Если для ответа на вопрос, что является причиной циклов андеррайтинга, подходят гипотезы из обоих направлений, то прогнозирование уровня цикла с помощью гипотез из первого направления затруднительно. Дело в том, что построение прогнозной модели появления циклов из-за внутренних сил весьма трудно реализовать. Такая модель требует исключительной точности описания множества мелких взаимодействий страховых компаний между собой. Действительно, зная страховую статистику, можно описать поведение каждой компании, реакцию на взаимодействия и получить некоторую генерацию циклического поведения. Однако, во-первых, эта генерация опирается на случайную природу человеческого поведения (поведения страховых компаний). Здесь возникает вопрос, как реагируют остальные участники страхового рынка на то или иное поведение. Насколько рациональна их реакция? Существуют ли коалиции и т. п.? Во-вторых, полученная генерация цикла может быть состоятельной только в рамках данной модели (конкретное число компаний, конкретная сила входных импульсов, конкретные реакции участников на импульсы и т. п.). Но, даже если преодолеть данные сложности и добиться совпадения реального (уже известного) уровня убыточности с модельным, прогнозные качества ограничены направлением движения цик-

² Под финансовым качеством страховой компании понимается риск ее дефолта. Чем выше финансовое качество, тем ниже риск дефолта.

ла, а не конкретным значением уровня убыточности. Подобное происходит и при прогнозировании $(n + 1)$ -й точки с помощью полинома $(n - 1)$ -й степени: описание n точек таким полиномом точное, а прогнозные качества — низкие. Так и здесь, гипотезы о внутренних причинах цикла андеррайтинга справедливы и хорошо описывают последовательность реакций страховых компаний, но не подходят для прогнозирования.

Перейдем к рассмотрению гипотез второго направления. В отличие от европейской или американской системы регулирования, в России рассчитываются лишь два показателя нормативной платежеспособности. На Западе оценке и регулированию подлежит целый комплекс параметров страховой компании. Как правило, такая оценка прогнозных активов и обязательств производится с помощью моделей динамического финансового анализа, основанных на программе регулирования Solvency 2 (Панюков, Тетин, 2010). Регулирование, таким образом, осуществляется динамически, что и вызывает появление циклов андеррайтинга. В России регулятор сравнивает фактический и нормативный показатели платежеспособности и предписывает в течение года устранить нарушения. Такое поведение не может являться причиной цикличности. Поэтому гипотезы о появлении цикла вследствие институционального регулирования не состоятельны из-за особенностей российского регулирования платежеспособности страховых компаний.

Множество оставшихся гипотез о появлении циклов под влиянием внешних факторов в той или иной мере сводятся к гипотезе о влиянии общего экономического цикла, поскольку колебания инфляции, процентных ставок, доходности на фондовом рынке связаны с общим состоянием экономики. Поэтому в данном исследовании анализируется влияние макроэкономических факторов на цикл андеррайтинга в России.

2. Данные

Макроэкономические факторы, потенциально оказывающие влияние на значения уровней убыточности, приведены в табл. 1.

Короткие временные ряды — основная проблема в исследованиях российского страхового рынка. Если в западных странах временные ряды насчитывают статистику за десятки лет, то российский страховой рынок за первые 14 лет своего существования (до 2003 г.) характеризовался работой по схемам оптимизации налогов (Панюков, 2008). Лишь после очищения российского страхования от налогооптимизирующих операций, в 2005 г. появилась подходящая статистическая информация для анализа. Для анализа имеются ежеквартальные данные о собранных премиях и произведенных выплатах в добровольном и обязательном страховании (кроме обязательного медицинского страхования) с 2005 г. по конец 2014 г., всего 40 наблюдений. Источник данных: <http://www.insur-info.ru/statistics/analytics/>. На основании этих данных был рассчитан показатель уровня убыточности. Также были использованы данные макроэкономической статистики за этот же период с сайта <http://www.gks.ru>.

На рисунке П1 в Приложении³ изображены графики рассматриваемых переменных. В таблице 2 приведена описательная статистика данных факторов.

Для исследования использовалась статистика за 9,5 лет по 2-й квартал 2014 г. (включительно). Для проверки прогнозных свойств модели использовались данные за последние два

³ Все рисунки с буквой «П» в номере представлены в Приложении.

Таблица 1. Описание переменных

Показатель	Определение
<i>UU</i>	Уровень убыточности, %
<i>GDP</i>	Индекс реального ВВП, %
<i>B</i>	Число безработных (в среднем за период), млн чел.
<i>EA</i>	Индекс выпуска по базовым видам экономической деятельности (база 2003:1 = 100), %
<i>STR</i>	Ввод в действие жилых домов, млн кв. м
<i>RT</i>	Оборот розничной торговли (база 1994:1 = 100), %
<i>WAG</i>	Индекс реальной заработной платы (база 1993:1 = 100), %
<i>INV</i>	Индекс инвестиций в основной капитал (база 1993:1 = 100), %
<i>IPC</i>	Индекс потребительских цен, %
<i>M0</i>	Денежный агрегат, объем наличных денег в обращении (по состоянию на конец квартала, скорректированный на инфляцию), млрд руб.
<i>CB</i>	Расходы консолидированного бюджета (скорректированный на инфляцию), млрд руб.
<i>D</i>	Средний курс доллара на ММВБ, руб./долл.
<i>L</i>	Просроченная кредиторская задолженность (в среднем за период), скорректированная на инфляцию, млрд руб.
<i>EX</i>	Экспорт (всего), скорректированный на инфляцию, млрд долл.
<i>IM</i>	Импорт (всего), скорректированный на инфляцию, млрд долл.

Таблица 2. Описательная статистика

Показатель	Min	1-й квантиль	Медиана	Среднее	3-й квантиль	Max	Стандартное отклонение
<i>UU</i>	0.27	0.41	0.47	0.47	0.53	0.64	0.09
<i>GDP</i>	113.22	139.50	151.67	152.02	165.00	182.21	17.15
<i>B</i>	4.90	5.68	6.65	6.57	7.43	8.90	1.13
<i>EA</i>	114.22	142.40	155.94	154.19	168.70	187.79	18.70
<i>STR</i>	6.30	10.20	12.10	15.45	19.10	35.30	7.76
<i>RT</i>	145.40	216.60	250.95	243.18	274.70	335.80	48.29
<i>WAG</i>	127.13	180.60	215.46	210.63	239.80	279.67	41.18
<i>INV</i>	66.20	106.10	149.05	152.09	176.80	270.80	56.32
<i>IPC</i>	99.70	101.40	101.85	102.26	102.70	105.40	1.40
<i>M0</i>	1481.70	3068.00	3935.58	4289.74	5869.00	6871.04	1697.48
<i>CB</i>	1060.90	2605.00	3985.49	4105.47	5306.00	9086.76	1988.31
<i>D</i>	23.62	27.25	29.65	29.89	31.39	47.81	4.25
<i>L</i>	775.18	916.80	1048.30	1094.75	1196.10	1775.16	251.58
<i>EX</i>	49.10	77.34	103.20	100.47	126.12	140.00	27.64
<i>IM</i>	25.30	42.98	66.70	62.00	79.59	93.33	19.96

квартала 2014 г. Поскольку проводились трансформации переменных, необходимо ввести следующие обозначения. Первая буква d в показателе (например $dGDP$) говорит о том, что была взята первая разность значений показателя объема ВВП. Первая буква L говорит о том, что был взят натуральный логарифм показателя (например $LGDP$), соответственно, первые буквы dL означают первую разность логарифмов показателя (например $dLGDP$), $d2$ — вторую разность показателя, $d2L$ — вторую разность логарифмов показателя (например $d2LGDP$).

3. Приведение к стационарности

Для проведения корреляционного анализа, теста причинности по Грэнджеру и получения несмещенных оценок коэффициентов в качестве входных данных необходимо использовать стационарные временные ряды. Исходные временные ряды не являются стационарными: на графиках видны устойчивые тренды и сезонные колебания (рис. П1).

Проведем последовательные трансформации исходных данных. Для начала все временные ряды трансформируем в логарифмические, это позволит расположить данные в пределах единого диапазона. Следующим шагом возьмем первые разности временных рядов. Процедура взятия первых разностей помогает избавиться от трендов в исходных данных. Теперь можно провести проверку на стационарность. Популярным способом проверки временного ряда на стационарность является расширенный тест Дики–Фуллера (Dickey, Fuller 1981) на наличие единичных корней (ADF). Проверка нулевой гипотезы о присутствии единичного корня осуществляется с помощью сравнения t -статистики с критическим значением.

Результаты ADF-теста представлены в табл. П1⁴. Из них можно заключить, что большинство рядов остались нестационарными, т. е. процедура взятия первых разностей не привела к появлению стационарных временных рядов. Следовательно, необходимо провести дифференцирование более высокого порядка.

Результаты проведения ADF-теста для дважды дифференцированных временных рядов представлены в табл. 3. На уровне значимости 10% стационарными являются следующие ряды: уровень убыточности UU , ввод в действие жилых домов STR , индекс реальной заработной платы WAG , инвестиции в основной капитал INV , индекс потребительских цен IPC , денежный агрегат $M0$, расходы консолидированного бюджета CB , средний курс доллара на ММВБ D , просроченная кредиторская задолженность L и объем экспорта EX .

4. Корреляционный анализ

Характеристикой связи между показателями является парный коэффициент корреляции. Он измеряет степень статистической связи между двумя переменными без учета влияния других переменных. Положительное значение парного коэффициента корреляции говорит о возрастающем характере парной связи факторов, а отрицательное значение — об убывающем характере такой связи (Айвазян, Мхитарян, 1998). В таблице 4 представлена корреляционная матрица дважды дифференцированных стационарных временных рядов показателей.

⁴ Все таблицы с буквой «П» в номере представлены в Приложении.

Таблица 3. Результаты ADF-теста для дважды дифференцированных рядов

Переменная	ADF-тест	p-значение
<i>UU</i>	-6.834	0.010***
<i>GDP</i>	-2.564	0.353
<i>B</i>	-2.957	0.199
<i>EA</i>	-3.141	0.127
<i>STR</i>	-8.825	0.010***
<i>RT</i>	-2.569	0.351
<i>WAG</i>	-3.275	0.091*
<i>INV</i>	-3.229	0.097*
<i>IPC</i>	-6.606	0.010***
<i>M0</i>	-4.261	0.010***
<i>CB</i>	-10.646	0.010***
<i>D</i>	-3.942	0.023**
<i>L</i>	-3.578	0.048**
<i>EX</i>	-3.542	0.051*
<i>IM</i>	-3.174	0.114

Примечание. *, **, *** — значимость на 10, 5, 1%-ном уровне соответственно.

Таблица 4. Корреляционная матрица показателей

	<i>UU</i>	<i>STR</i>	<i>WAG</i>	<i>INV</i>	<i>IPC</i>	<i>M0</i>	<i>CB</i>	<i>D</i>	<i>L</i>	<i>EX</i>
<i>UU</i>	1.00									
<i>STR</i>	0.85	1.00								
<i>WAG</i>	0.80	0.92	1.00							
<i>INV</i>	0.90	0.93	0.93	1.00						
<i>IPC</i>	-0.62	-0.34	-0.28	-0.46	1.00					
<i>M0</i>	0.86	0.87	0.83	0.87	-0.61	1.00				
<i>CB</i>	0.89	0.90	0.86	0.86	-0.44	0.87	1.00			
<i>D</i>	-0.20	-0.08	-0.11	-0.17	0.50	-0.38	-0.18	1.00		
<i>L</i>	0.69	0.49	0.50	0.61	-0.56	0.54	0.50	-0.20	1.00	
<i>EX</i>	0.70	0.65	0.68	0.74	-0.62	0.78	0.66	-0.56	0.45	1.00

Примечание. Курсивом выделены значимые корреляции между факторами.

Из корреляционной матрицы видно, что знаки коэффициентов корреляции экономически ожидаемы. Значимыми являются корреляции между уровнем убыточности и вводом в действие жилых домов, индексом реальной зарплаты, индексом инвестиций в основной капитал, индексом потребительских цен, объемом наличных денег в обращении, расходами консолидированного бюджета, просроченной кредиторской задолженностью и объемом экспорта. Уровень убыточности незначительно связан с курсом доллара. Анализируя таблицу, можно заметить ряд высоких корреляций между макроэкономическими факторами.

Поэтому при дальнейшем построении регрессионной модели следует учитывать явление мультиколлинеарности.

Результаты корреляционного анализа отражают лишь краткосрочный аспект взаимодействия между показателями. Для определения динамики взаимодействия между показателями следует провести тестирование на предшествование по Грэнджеру.

5. Причинность по Грэнджеру

Тест Грэнджера (Granger, 1969) является весьма популярным при исследовании зависимостей между временными рядами. Идея теста состоит в следующем. Если временной ряд X является причиной ($X \rightarrow Y$) изменения временного ряда Y , тогда, во-первых, изменения в ряде X предшествуют изменениям в ряде Y и вносят существенный вклад в прогноз его значений; и, во-вторых, ряд Y не должен вносить значимый вклад в прогноз ряда X . В некоторых случаях каждый из двух рядов дает значимый вклад в прогноз другого ряда, тогда возможно наличие третьей переменной Z , влияющей на оба ряда.

Классическая форма теста имеет следующий вид:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_t,$$

$$X_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^m \gamma_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \lambda_j Y_{t-j} + e_t,$$

где Y_t , X_t — временные ряды; $\alpha_i, \beta_j, \gamma_i, \lambda_j$ — коэффициенты регрессии; e_t и ε_t — случайные члены. Для проверки причинности Y от X выдвигается нулевая гипотеза (X не влияет на Y) о равенстве нулю коэффициентов $H_0: \beta_j = 0, j = 1, 2, \dots, m$ при альтернативной гипотезе (Y не влияет на X) $H_1: \beta_j \neq 0$. При отклонении нулевой гипотезы и принятии альтернативной можно утверждать, что X является причиной Y по Грэнджеру. Если обе гипотезы принимаются, тогда причинная связь между рядами отсутствует. Если обе гипотезы отвергаются, то между рядами существует взаимосвязь $X \leftrightarrow Y$. Поскольку тест Грэнджера чувствителен к числу лагов m в уравнении регрессии, необходимо проводить исследование для различного числа лагов. В настоящем исследовании были проведены тесты с лагами $m = 2, 3, 4, 5$, результаты которых представлены в табл. П2. Интерпретация теста Грэнджера с точки зрения направления причинно-следственных связей показана в табл. 5.

Тест Грэнджера проводился для нескольких лагов, что отражает долгосрочный аспект взаимодействия рассматриваемых показателей. У переменной «средний курс доллара» отсутствует причинная связь с уровнем убыточности. На втором лаге можно наблюдать взаимные влияния между уровнем убыточности и переменными: индекс реальной заработной платы, индекс потребительских цен, расходы консолидированного бюджета. Непосредственного влияния на уровень убыточности остальные переменные не оказывают. На третьем лаге видна причинная связь между вводом в действие жилых домов, индексом реальных инвестиций в основной капитал, расходами консолидированного бюджета и уровнем убыточности. На четвертом лаге добавляется взаимная причинная связь с уровнем экспорта, объемом наличных денег в обращении. Непосредственное влияние оказыва-

Таблица 5. Интерпретация результатов теста Грэнджера

$m = 2$	$m = 3$	$m = 4$	$m = 5$
$UU \rightarrow STR$	$UU \leftarrow STR$	$UU \leftarrow STR$	$UU \leftarrow STR$
$UU \leftrightarrow WAG$	$UU \rightarrow WAG$	$UU \leftrightarrow WAG$	$UU \leftarrow WAG$
UU, WAG — связи нет	$UU \leftarrow INV$	$UU \leftarrow INV$	$UU \leftarrow INV$
$UU \leftrightarrow IPC$	$UU \rightarrow IPC$	UU, IPC — связи нет	UU, IPC — связи нет
$UU, M0$ — связи нет	$UU \rightarrow M0$	$UU \leftrightarrow M0$	$UU \leftarrow M0$
$UU \leftrightarrow CB$	$UU \leftarrow CB$	$UU \leftrightarrow CB$	$UU \leftrightarrow CB$
UU, D — связи нет	UU, D — связи нет	UU, D — связи нет	UU, D — связи нет
UU, L — связи нет	$UU \rightarrow L$	UU, L — связи нет	$UU \rightarrow L$
$UU \rightarrow EX$	$UU \rightarrow EX$	$UU \leftrightarrow EX$	$UU \rightarrow EX$

ют только две переменные: ввод в действие жилых домов и индекс реальных инвестиций в основной капитал.

Пятый лаг соответствует лагу в экономике сроком в один год. На этом лаге, также как и на третьем (полугодовое запаздывание), наблюдается наименьшее число двусторонних связей. Причинная связь проявляется между уровнем убыточности, индексом реальной заработной платы и объемом наличных денег в обращении.

6. Эконометрическое моделирование

Перейдем к эконометрическому моделированию. Исследуемые временные ряды обладают сезонностью, см. рис. П1. Поэтому в регрессионную модель необходимо включить сезонные фиктивные переменные. Пусть переменные S_1, S_2, S_3 принимают значение «1», если это 1-й, 2-й и 3-й квартал соответственно, в остальных случаях принимают значение «0». Четвертый квартал является базовым для сравнения с остальными кварталами. В уравнение регрессии также необходимо включать лаговые переменные. Исходя из результатов теста Грэнджера, выберем переменные, являющиеся причиной по третьему лагу (полугодовое запаздывание) для уровня убыточности: $Lag_3STR, Lag_3INV, Lag_3CB$. Включение переменных по пятому лагу считаем нецелесообразным вследствие недостаточно длинных временных рядов. Таким образом, начальное уравнение регрессии состоит из следующих переменных: 8 переменных — стационарные временные ряды, 3 фиктивных переменных по сезонности, 3 лаговых переменных по третьему лагу из теста Грэнджера. В табл. П3 показан результат построения регрессии по оказавшимся стационарными временным рядам.

Значение информационного критерия Акаике $AIC = -152.841$. Процедура пошагового отбора переменных в уравнение регрессии по критерию Акаике дала следующий результат (см. табл. 6).

F -статистика значительно выросла, кроме того, большинство переменных стали значимыми. Значение информационного критерия Акаике $AIC = -156.554$. Данная модель может

Таблица 6. Результат применения процедуры пошагового отбора переменных

Регрессоры	Оценка	Стандартная ошибка
Константа	-0.0324	0.0598
$d2LWAG$	2.3287**	0.6676
$d2LINV$	-0.6485**	0.2289
$d2LIPC$	-1.5418	0.9939
$d2LCB$	0.2795***	0.0547
$d2LEX$	-0.1982	0.1190
Lag_3INV	0.2651	0.1289
Lag_3CB	-0.1955***	0.0481
S_1	-0.7472***	0.1491
S_2	0.9088**	0.3189
Скорректированный R^2	0.96	
F-статистика	110.1	

Примечание. **, *** — уровень значимости 1, 0.1% соответственно.

быть улучшена путем удаления незначимой переменной $d2LEX$ (экспорта), а также лаговой переменной Lag_3Inv , значимой на уровне 10%. Таким образом получим конечное уравнение регрессии. Все переменные, в том числе свободный член оказались значимыми, см. табл. 7.

Таблица 7. Конечное уравнение регрессии

Регрессоры	Оценка	Стандартная ошибка
Константа	-0.1556***	0.0276
$d2LWAG$	1.5644*	0.6724
$d2LINV$	-0.9184***	0.2151
$d2LCB$	0.2436***	0.0452
Lag_3CB	-0.1226**	0.0380
S_1	-0.8403***	0.1546
S_2	1.4853***	0.2159
Скорректированный R^2	0.9608	
F-статистика	139.9	

Примечание. **, *** — уровень значимости 1, 0.1% соответственно.

Значение информационного критерия Акаике $AIC = -166.24$, моделью описывается 96% вариаций уровня убыточности, все переменные значимы. Значение статистики теста Бреуша–Пагана $BP = 10.03$, $p = 0.1235$, что говорит об отсутствии гетероскедастичности. Тест Рамсея на функциональную форму (для квадратов и кубов) дает значение $RESET = 1.02$, $p = 0.4751$, следовательно, можно признать функциональную форму приемлемой, и линейная модель регрессии не нуждается в модифицировании. Из-за включенных в модель фиктивных переменных на сезонность в модели присутствует автокорреляция, см. рис. 1.

На графике автокорреляционной функции есть значимая корреляция по первому лагу, однако остатки распределены случайно и не образуют кластеров, поэтому модель принимается без изменений.

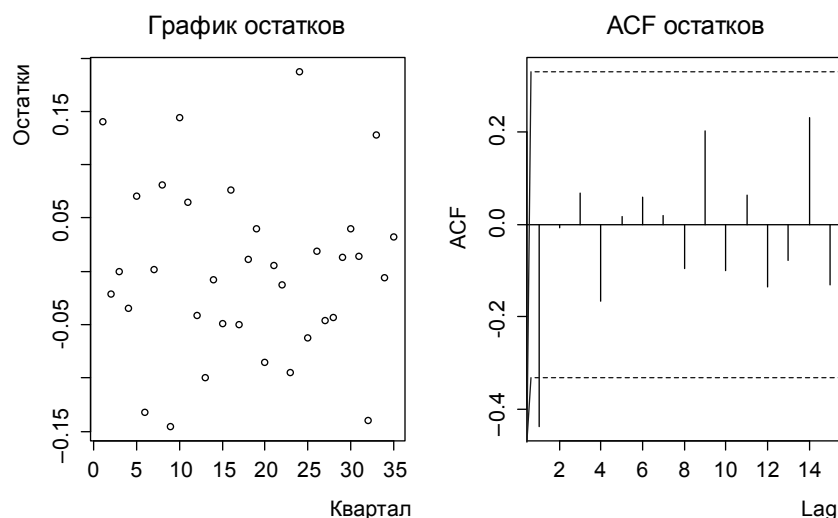


Рис. 1. Графики остатков конечного уравнения регрессии

Значения уровней убыточности значимо зависят от показателя государственных финансов (расходов консолидированного бюджета), показателя затрат, направленных на создание, воспроизводство и приобретение основных фондов (инвестиций в основной капитал), показателя реальной заработной платы. Рассмотрим теперь прогнозные качества полученной модели.

7. Прогнозирование

Классической работой по прогнозированию уровней убыточности считается статья (Venezian, 1985), согласно которой синусоидальная цикличность уровней прибыльности может быть описана с помощью модели авторегрессии второго порядка. Учитывая также, что имеющийся ряд уровней убыточности имеет второй порядок интеграции, для построения прогноза необходимо использовать ARIMA модель. Поскольку анализируемые данные обладают сезонностью, воспользуемся сезонной формой модели $ARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_m$, где m — число периодов сезонности (в нашем случае $m = 4$). Выберем наилучшую модель по информационным критериям Акаике и Шварца (см. табл. 8).

Лучшей моделью по информационным критериям признана модель $ARIMA(2, 2, 0)(2, 0, 0)_4$. Результат диагностики этой модели представлен на рис. П2. На графике стандартизированных остатков показано, что стандартизированные остатки не образуют кластеров волатильности, на графике автокорреляционной функции не наблюдаются значимых автокорреляции между остатками, все p -значения статистики Льюнга–Бокса лежат выше 5%-го уровня значимости. Таким образом, в модели была выделена необходимая информация, а в остатках модели содержится только случайные составляющие.

Таблица 8. ARIMA модели

Коэффициенты	Модель			
	(2, 2, 0)(1, 0, 0) ₄	(2, 2, 0)(1, 1, 0) ₄	(2, 2, 0)(2, 0, 0) ₄	(2, 2, 0)(2, 1, 0) ₄
AR(1)	-0.8977 (0.1562)	-0.7929 (0.1373)	-0.8205 (0.1341)	-0.8060 (0.1389)
AR(2)	-0.5676 (0.1786)	-0.7270 (0.1695)	-0.7013 (0.1778)	-0.7272 (0.1732)
SAR(1)	0.9200 (0.0506)	-0.7460 (0.1398)	0.2611 (0.1424)	-0.6587 (0.2174)
SAR(2)	—	—	0.7123 (0.1473)	0.1099 (0.2111)
AIC	-73.54	-74.87	-83.91	-73.14
BIC	-67.21	-69.01	-75.99	-65.81

Примечание. В скобках приведены стандартные ошибки.

На рисунке 2 построен прогноз уровней убыточности.

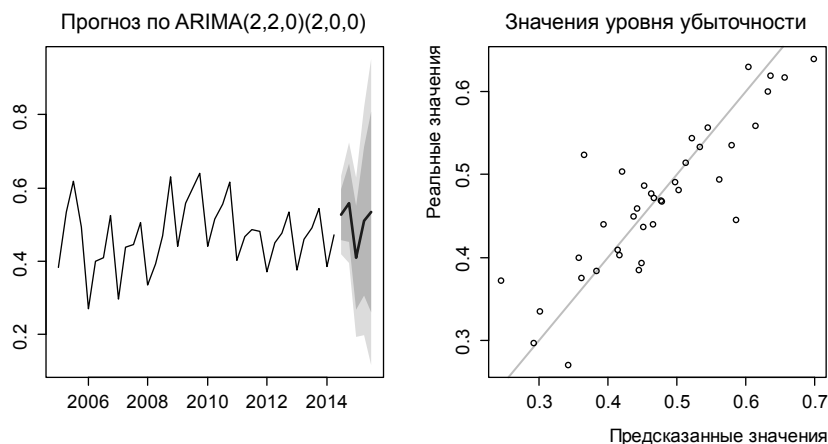


Рис. 2. Прогноз уровней убыточности по ARIMA модели

Темные области вокруг прогнозных значений обозначают соответственно 80 и 95%-ные прогнозные интервалы. Стоит отметить достаточно широкие доверительные интервалы прогноза модели ARIMA. Прогноз на два квартала вперед имеет доверительный интервал больше, чем наблюдаемые уровни убыточности за все предыдущие годы, поэтому применение модели ARIMA допустимо только для построения краткосрочного прогноза на один квартал вперед.

Сравним прогнозные качества модели регрессии и ARIMA модели. Обратимся к табл. 9.

Таблица 9. Прогноз по модели регрессии и по ARIMA модели

Дата	Реальные данные	Прогноз по модели регрессии	Ошибка прогноза	Прогноз по модели ARIMA	Ошибка прогноза
2014:3	0.5008	0.5038	0.60%	0.5257	4.97%
2014:4	0.5664	0.5482	3.21%	0.5590	1.31%

Видно, что краткосрочные прогнозные качества модели вполне приемлемы. Прогноз убыточности на один—два квартала вперед довольно точен, ошибка прогноза менее 5%. Модель регрессии оказалась точнее модели ARIMA в прогнозе на один квартал вперед, что случается не часто, но в данном случае является показателем качества регрессионной модели. Этого времени достаточно для корректировки инвестиционной стратегии страховой компании и для обеспечения компании ликвидностью перед ожидаемым уровнем убыточности.

Применение регрессионной модели требует знания значений ее параметров: уровня реальной заработной платы, индекса инвестиций и расходов консолидированного бюджета. Конечно, если строится прогноз вперед, то вместо значений данных параметров используются их оценки. Тем не менее, это не снижает экономическую значимость построенной регрессионной модели.

В случае невозможности определить оценки параметров модели, для прогноза можно воспользоваться ее сокращенной формой (см. табл. 10). Данная модель содержит лаговую переменную расходов консолидированного бюджета. Обновленная статистика появляется каждый квартал, поэтому при построении прогноза используется известное значение расходов консолидированного бюджета.

Таблица 10. Сокращенное уравнение регрессии

Регрессоры	Оценка	Стандартная ошибка
Константа	−0.0896*	0.0379
$Lag_3 CB$	−0.1579**	0.0440
S_1	−0.2933***	0.0792
S_2	0.6744***	0.0609
Скорректированный R^2		0.909
F-статистика		96.6

Примечание. *, **, *** — уровень значимости 5, 1 и 0.1% соответственно.

Прогноз уровня убыточности по данному уравнению на 4 квартал 2014 г. составил 0.5549, что близко к реальному значению в 0.5664.

8. Заключение

В данной статье проведено исследование влияния ряда макроэкономических показателей на уровень цикла страховой деятельности. Проверка на долговременную корреляцию между макроэкономическими показателями показала, что колебания цикла связаны с долговременной результативностью экономики. Курс доллара и индекс реального ВВП, вопреки ожиданиям, не оказывают влияния на цикл. Напротив, индекс инвестиций в основной капитал и показатель расходов консолидированного бюджета влияют на уровень цикла страховой деятельности. Данный результат подтверждает выводы работы (Leng, Meier, 2006) о том, что, хотя циклы андеррайтинга — международное явление, их происхождение является страно-специфичным.

Цикл страховой деятельности в России не синхронизирован с экономическим циклом: колебания уровня убыточности реагируют с запаздыванием в полгода—год и по имеющейся статистике являются менее регулярными, чем экономический цикл. Это расходится с выводами (Chen et al., 1999) о развивающихся экономиках азиатского региона, где цикл андеррайтинга является более регулярным, чем экономический цикл. Этот факт можно объяснить тем, что экономика России развивалась (по крайней мере, до конца 2014 г.) более быстрыми темпами, а также различиями в институциональном регулировании. В случае замедления темпов роста экономики цикл может стать более регулярным.

В статье построена эконометрическая модель со значимыми факторами. Колебания уровня убыточности описываются показателем государственных финансов (расходы консолидированного бюджета), показателем затрат, направленных на создание, воспроизводство и приобретение основных фондов (инвестиции в основной капитал), показателем реальной заработной платы. Данными факторами описывается 96% вариаций зависимой переменной. Конечно, эконометрическое моделирование, в силу ограниченности доступной статистической информации, проведено по коротким временным рядам, но с течением времени новые данные позволяют усовершенствовать построенную модель.

Благодарности. Автор выражает благодарность анонимному рецензенту за ценные замечания, способствовавшие улучшению статьи.

Список литературы

Айвазян С. А., Мхитарян В. С. (1998). *Прикладная статистика и основы эконометрики: Учебник для вузов*. М.: ЮНИТИ.

Панюков А. В. (2008). Особенности применения динамического финансового анализа на российском страховом рынке. В кн.: *Формирование стратегии инновационного развития экономических систем: Труды конференции*. СПб.: Изд-во Политехнического университета, 532–537.

Панюков А. В., Тетин И. А. (2010). Метод динамического анализа платежеспособности страховой компании. *Вестник Пермского университета. Серия: Экономика*, 2 (5), 51–62.

Панюков А. В., Тетин И. А. (2012). Управление инвестиционным портфелем страховой компании. *Вестник Южно-Уральского государственного университета. Серия: Экономика и менеджмент*, 22 (281), 77–83.

Тетин И. А. (2014а). Выбор активов для формирования инвестиционного портфеля страховой компании. *Вестник НГУЭУ*, 4, 144–152.

Тетин И. А. (2014б). Присутствие циклов андеррайтинга в России. *Вестник Томского государственного университета. Экономика*, 4, 114–124.

Тетин И. А. (2014с). Цикл андеррайтинга на рынке имущественного страхования в России. *Теория и практика современной науки: материалы XIII Международной научно-практической конференции*, г. Москва, 2–3 апреля 2014 г. М.: Спецкнига, 1, 402–408.

Bruneau C., Sghaier N. (2009). Effet de l'inflation sur la croissance des cotisations d'assurance. *Revue Risques*, 80, 3–41.

Cagle A. B., Harrington S. E. (1995). Insurance supply with capacity constraints and endogenous insolvency risk. *Journal of Risk and Uncertainty*, 11, 219–232.

- Chen R., Wong K. A., Lee H. C. (1999). Underwriting cycles in Asia. *Journal of Risk and Insurance*, 66, 29–47.
- Cummins J. D., Danzon P. (1997). Price, financial quality and capital flows in insurance markets. *Journal of Financial Intermediation*, 6, 3–38.
- Cummins J. D., Outreville F. (1987). An international analysis of underwriting cycles in property-liability insurance. *Journal of Risk and Insurance*, 54, 246–262.
- Dickey D., Fuller W. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49 (4), 1057–1072.
- Grace M., Hotchkiss J. (1995). External impacts on the property-liability insurance cycle. *Journal of Risk and Insurance*, 62, 738–754.
- Granger C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37 (3), 424–438.
- Gron A. (1994). Evidence of capacity constraints in insurance markets. *Journal of Law and Economics*, 37, 349–377.
- Guo F., Fung H-G., Huang Y. S. (2009). The dynamic impact of macro shocks on insurance premiums. *Journal of Financial Services Research*, 35, 225–244.
- Haley J. D. (2007). Further considerations of underwriting margins, stability, stationarity, cointegration and time trends. *Journal of Insurance Issues*, 30, 62–75.
- Jawadi F., Bruneau C., Sghaier N. A. (2009). Nonlinear relationship between premiums and financial markets. *Journal of Risk and Insurance*, 76, 753–783.
- Lamm-Tennant J., Weiss M. A. (1997). International insurance cycles: Rational expectations / Institutional intervention. *Journal of Risk and Insurance*, 64, 415–439.
- Leng C-C., Meier U. B. (2006). Analysis of multinational underwriting cycles in property-liability insurance. *Journal of Risk Finance*, 7, 146–159.
- Meier U. B., Outreville J. F. (2006). Business cycles in insurance and reinsurance: The case of France, Germany and Switzerland. *Journal of Risk Finance*, 7, 160–176.
- Meier U. B., Outreville J. F. (2010). Business cycles in insurance and reinsurance: International diversification effects. *Applied Financial Economics*, 20, 659–668.
- Niehaus G., Terry A. (1993). Evidence on the time series properties of insurance premiums and causes of the underwriting cycle: New support for the capital market imperfection hypothesis. *Journal of Risk and Insurance*, 60, 466–479.
- Venezian E. C. (1985). Ratemaking methods and profit cycles in property and liability insurance. *Journal of Risk and Insurance*, 52, 477–500.
- Winter R. A. (1994). The dynamics of competitive insurance markets. *Journal of Financial Intermediation*, 3, 379–415.
- Zhang L., Nielson N. (2009). The pricing of multiple line PnC insurance based on the full information underwriting beta. *Assurances et Gestion des Risques*, 77, 237–264.

Приложение

И. А. Тетин

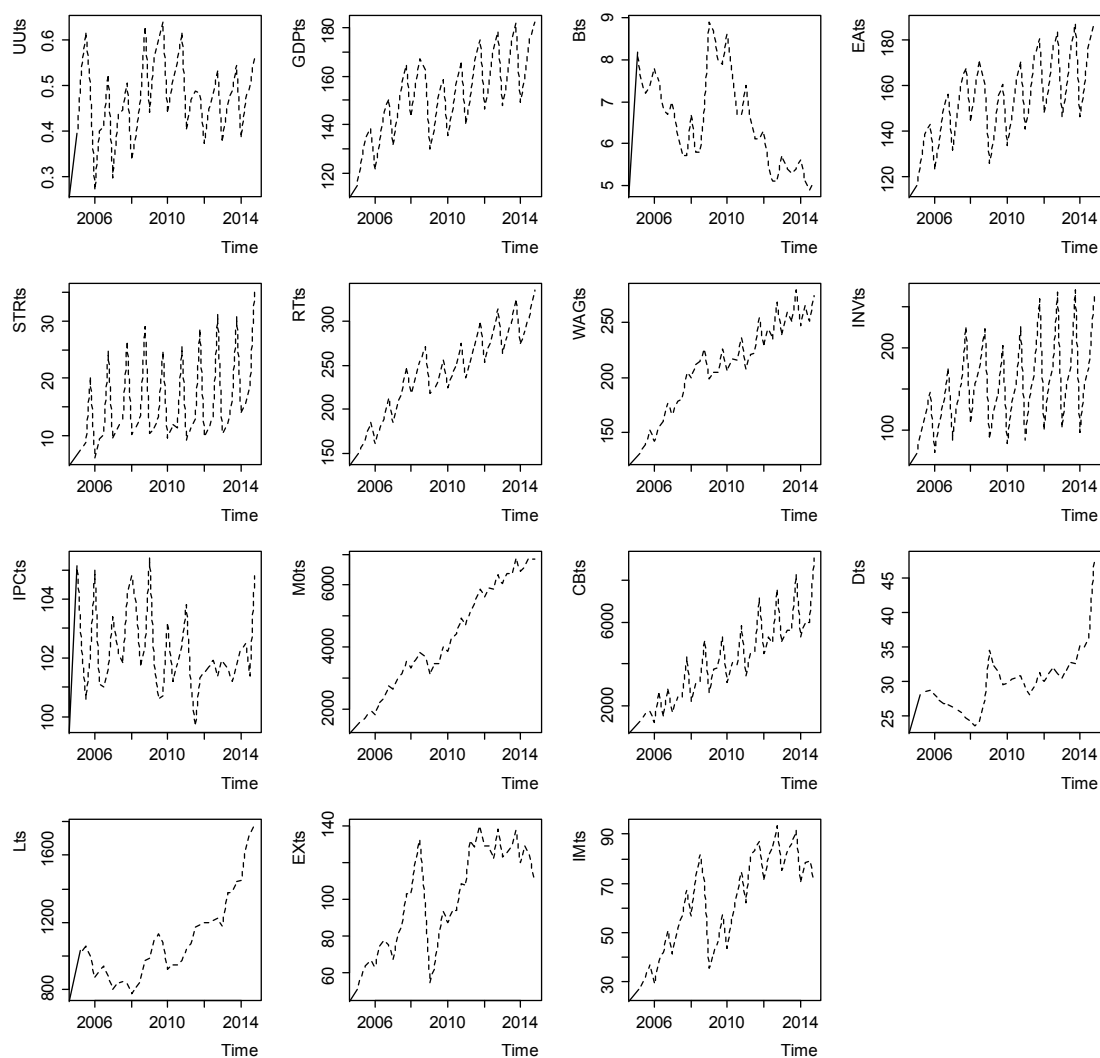


Рис. П1. Графики исследуемых временных рядов
(графики представлены слева-направо и сверху-вниз
в порядке, приведенном в табл. 1)

Таблица П1. Результаты ADF-теста для рядов первых разностей

Переменная	ADF-тест	p-значение
<i>UU</i>	-3.345	0.080
<i>GDP</i>	-1.564	0.744
<i>B</i>	-1.641	0.714
<i>EA</i>	-1.746	0.673
<i>STR</i>	-3.278	0.089
<i>RT</i>	-1.524	0.760
<i>WAG</i>	-1.840	0.636
<i>INV</i>	-1.442	0.792
<i>IPC</i>	-3.239	0.096
<i>M0</i>	-2.076	0.544
<i>CB</i>	-7.606	0.010***
<i>D</i>	-2.703	0.298
<i>L</i>	-2.855	0.238
<i>EX</i>	-2.794	0.262
<i>IM</i>	-1.910	0.608

Примечание. *** — значимость на 1%-ном уровне.

Таблица П2. Результаты тестов Грэнджера

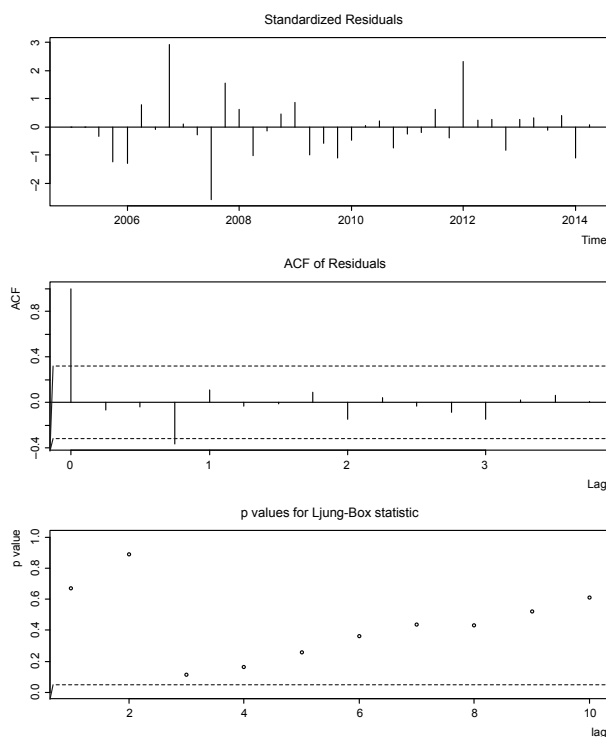
Нулевая гипотеза	F-статистика			
	<i>m</i> = 2	<i>m</i> = 3	<i>m</i> = 4	<i>m</i> = 5
<i>UU</i> не является причиной <i>STR</i>	36.742***	1.338	0.532	0.763
<i>STR</i> не является причиной <i>UU</i>	3.181	55.813***	16.435***	4.695**
<i>UU</i> не является причиной <i>WAG</i>	13.222***	6.040**	2.767*	1.886
<i>WAG</i> не является причиной <i>UU</i>	22.251***	2.23	8.830***	6.337***
<i>UU</i> не является причиной <i>INV</i>	2.418	2.515	1.229	1.054
<i>INV</i> не является причиной <i>UU</i>	3.034	3.471*	7.275***	5.283**
<i>UU</i> не является причиной <i>IPC</i>	7.494**	3.721*	2.374	1.742
<i>IPC</i> не является причиной <i>UU</i>	10.378***	0.712	0.836	0.667
<i>UU</i> не является причиной <i>M0</i>	0.799	4.318*	3.135*	2.280
<i>M0</i> не является причиной <i>UU</i>	4.045	2.047	3.837*	2.969*
<i>UU</i> не является причиной <i>CB</i>	6.001**	2.919	4.369**	3.943*
<i>CB</i> не является причиной <i>UU</i>	18.314***	5.001**	9.977***	8.023***
<i>UU</i> не является причиной <i>D</i>	1.608	0.898	0.760	0.801
<i>D</i> не является причиной <i>UU</i>	0.177	1.258	1.478	0.981
<i>UU</i> не является причиной <i>L</i>	1.595	4.415*	2.727	2.789*
<i>L</i> не является причиной <i>UU</i>	1.726	1.201	1.619	1.374
<i>UU</i> не является причиной <i>EX</i>	6.921**	7.302***	5.300**	3.145*
<i>EX</i> не является причиной <i>UU</i>	0.153	1.709	3.133*	2.304

Примечание. *, **, *** — уровень значимости 5, 1 и 0.1% соответственно.

Таблица ПЗ. Начальное уравнение регрессии

Регрессоры	Оценка	Стандартная ошибка
Константа	0.0415	0.4201
$d2LSTR$	-0.0257	0.1276
$d2LWAG$	2.3417**	0.8028
$d2LINV$	-0.7079*	0.3134
$d2LIPC$	-2.2352	1.5070
$d2LM0$	-0.5142	0.5127
$d2LCB$	0.2793*	0.1152
$d2LL$	0.1807	0.3361
$d2LEX$	-0.1109	0.1558
Lag_3STR	-0.0220	0.1370
Lag_3INV	0.2872	0.2258
Lag_3CB	-0.1721	0.0838
S_1	-1.0094	1.0797
S_2	0.9706*	0.4136
S_3	-0.0996	0.5563
Скорректированный R^2	0.96	
F-статистика	61.73	

Примечание. *, ** — уровень значимости 5 и 1% соответственно.

Рис. П2. Диагностика модели $ARIMA(2,2,0)(2,0,0)_4$

Поступила в редакцию 06.04.2015; принята в печать 11.08.2015.

Tetin I. A. Underwriting cycle in Russia and macroeconomic indicators. *Applied Econometrics*, 2015, 39(3), pp. 65–83.

Ilya Tetin

South Ural State University, Chelyabinsk, Russian Federation;
Itetin.emms@yandex.ru

Underwriting cycle in Russia and macroeconomic indicators

Based on statistics for 2005–2014 and using correlation analysis and Granger causality test, the factors that potentially have impact on underwriting cycle in Russia are allocated. Significant econometric model in which fluctuations of loss ratio are described by indicator of government finance, fixed capital expenditures and by real wages indicator.

Keywords: underwriting cycle; volatility; loss ratio; insurance market.

JEL classification: E32; E37; G22; C52; C53.

References

- Aivazian S. A., Mkhitarian V. S. (1998). *Prikladnaja statistika i osnovy jekonometriki: Uchebnik dlja vuzov*. [Applied statistics and essentials of econometrics]. Moscow, UNITY (in Russian).
- Panyukov A. V. (2008). Osobennosti primeneniya dinamicheskogo finansovogo analiza na rossijskom strahovom rynke. In: *Formirovanie strategii innovacionnogo razvitija jekonomicheskikh sistem: Trudy konferencii*. SPb, Politehnicheskii universitet, 532–537 (in Russian).
- Panyukov A. V., Tetin I. A. (2010). Dynamic analysis technique of insurance enterprise solvency. *Perm University Herald*, 2 (5), 51–62 (in Russian).
- Panyukov A. V., Tetin I. A. (2012). Investment portfolio management of insurance company. *Bulletin of the South Ural state university. Series Economics and Management*, 22 (281), 77–83 (in Russian).
- Tetin I. A. (2014a). The choice of assets for forming the investment portfolio of insurance company. *Vestnik NSUEM*, 4, 144–152 (in Russian).
- Tetin I. A. (2014b). Prisutstviye tsiklov anderrajtinga v Rossii. [The presence of underwriting cycles in Russia]. *Vestnik Tomskogo gosudarstvennogo universiteta. Ekonomika — Tomsk State University Journal of Economics*, 2014, 4 (28), 114–124 (in Russian).
- Tetin I. A. (2014c). Cikl anderrajtinga na rynke imushhestvennogo strahovaniya v Rossii. In: *Teoriya i praktika sovremennoj nauki: materialy XIII Mezhdunarodnoj nauchno-prakticheskoy konferencii, g. Moskva, 2–3 aprelya 2014 g. M., Speckniga*, 1, 402–408 (in Russian).
- Bruneau C., Sghaier N. (2009). Effet de l'inflation sur la croissance des cotisations d'assurance. *Revue Risques*, 80, 3–41.
- Cagle A. B., Harrington S. E. (1995). Insurance supply with capacity constraints and endogeneous insolvency risk. *Journal of Risk and Uncertainty*, 11, 219–232.
- Chen R., Wong K. A., Lee H. C. (1999). Underwriting cycles in Asia. *Journal of Risk and Insurance*, 66, 29–47.
- Cummins J. D., Danzon P. (1997). Price, financial quality and capital flows in insurance markets. *Journal of Financial Intermediation*, 6, 3–38.

Cummins J. D., Outreville F. (1987). An international analysis of underwriting cycles in property-liability insurance. *Journal of Risk and Insurance*, 54, 246–262.

Dickey D., Fuller W. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49 (4), 1057–1072.

Grace M., Hotchkiss J. (1995). External impacts on the property-liability insurance cycle. *Journal of Risk and Insurance*, 62, 738–754.

Granger C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37 (3), 424–438.

Gron A. (1994). Evidence of capacity constraints in insurance markets. *Journal of Law and Economics*, 37, 349–377.

Guo F., Fung H-G., Huang Y. S. (2009). The dynamic impact of macro shocks on insurance premiums. *Journal of Financial Services Research*, 35, 225–244.

Haley J. D. (2007). Further considerations of underwriting margins, stability, stationarity, cointegration and time trends. *Journal of Insurance Issues*, 30, 62–75.

Jawadi F., Bruneau C., Sghaier N. A. (2009). Nonlinear relationship between premiums and financial markets. *Journal of Risk and Insurance*, 76, 753–783.

Lamm-Tennant J., Weiss M. A. (1997). International insurance cycles: Rational expectations / Institutional intervention. *Journal of Risk and Insurance*, 64, 415–439.

Leng C-C., Meier U. B. (2006). Analysis of multinational underwriting cycles in property-liability insurance. *Journal of Risk Finance*, 7, 146–159.

Meier U. B., Outreville J. F. (2006). Business cycles in insurance and reinsurance: The case of France, Germany and Switzerland. *Journal of Risk Finance*, 7, 160–176.

Meier U. B., Outreville J. F. (2010). Business cycles in insurance and reinsurance: International diversification effects. *Applied Financial Economics*, 20, 659–668.

Niehaus G., Terry A. (1993). Evidence on the time series properties of insurance premiums and causes of the underwriting cycle: New support for the capital market imperfection hypothesis. *Journal of Risk and Insurance*, 60, 466–479.

Venezian E. C. (1985). Ratemaking methods and profit cycles in property and liability insurance. *Journal of Risk and Insurance*, 52, 477–500.

Winter R. A. (1994). The dynamics of competitive insurance markets. *Journal of Financial Intermediation*, 3, 379–415.

Zhang L., Nielson N. (2009). The pricing of multiple line PnC insurance based on the full information underwriting beta. *Assurances et Gestion des Risques*, 77, 237–264.

Received 06.04.2015; accepted 11.08.2015.