

УДК 338.12.017

И.А. Тетин

ПРИСУТСТВИЕ ЦИКЛОВ АНДЕРРАЙТИНГА В РОССИИ

В статье дан анализ наличия циклов андеррайтинга на российском страховом рынке. Проводится исследование колебания убыточности на нескольких линиях бизнеса. Определение параметров циклов дается с помощью авторегрессионной модели второго порядка (AR2). Проверяется гипотеза о подверженности цикличности линиям страхования Property-Liability. Находится длина циклов и проводится ее сопоставление с длиной циклов в других странах. Расчеты показывают, что на страховом рынке России цикл действительно присутствует, его длина немного превышает 6 лет.

Ключевые слова: цикл андеррайтинга, волатильность, колебания убыточности, страховой рынок.

Цикличность не является уникальной для страхования. Уже более ста лет экономисты наблюдают колебания бизнес-активности, так называемый «бизнес-цикл». Вследствие колебаний спроса и качества продукции многие отрасли испытывают спады и подъемы.

Под циклом андеррайтинга понимают регулярную смену периодов мягкого и жесткого состояний рынка. Мягкий рынок характеризуется невысокой доходностью, низкими ценами, превышением страхового предложения над спросом, в то время как жесткому рынку свойственны высокие цены, высокая доходность и ограниченное предложение страхового покрытия [1. Р. 468]. Характеристики цикла, его длина, амплитуда и т.п. являются различными для различных рыночных сегментов, географических рынков, для периода наблюдений, однако цикличность есть универсальное свойство страховых рынков [2. Р. 254].

Игнорирование цикла может привести к снижению финансовой устойчивости страховщика, закрытию им линии бизнеса [3. Р. 176]. Идентификация циклического поведения уровней прибыльности и понимание, какие факторы объясняют это поведение, может быть критической точкой в прогнозировании мягких и жестких фаз рынка, а также в адаптации уровня требуемого капитала для этих фаз.

Между тем вопрос существования цикла на российском страховом рынке до сих пор не рассматривался по одной простой причине – недостаточной статистической информации. Короткие временные ряды, пожалуй, 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 [4. С. 536]. Лишь после очищения российского страхования от налогооптимизирующих операций в 2005 г. появилась подходящая статистическая информация для анализа. Поэтому вопрос определения длины циклов андеррайтинга на Российском страховом рынке является своевременным.

Какова причина присутствия цикла на рынке России — тема дальнейших исследований. В данной работе сконцентрируемся на доказательстве присутствия цикла андеррайтинга в России, на определении длины цикла и на проверке гипотезы о том, что циклы присущи только линиям страхования Property&Liability.

Методика исследования

Согласно работе [5. Р. 480] синусоидальная цикличность уровней прибыльности может быть описана с помощью модели авторегрессии второго порядка. Такую же модель использовали Камминс и Атревиль, предварительно введя ряд предпосылок о том, что страховые тарифы разрабатываются рационально, а цикл андеррайтинга вызван институциональными факторами. Используемая ими модель выглядит следующим образом:

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 P_{t-1} + \alpha_2 P_{t-2} + \omega_t, \quad (1)$$

где P_t – прибыль от андеррайтинга в период t ; ω_t – случайный член.

Для поиска цикла андеррайтинга в России используются данные о совокупных поступлениях и выплатах в добровольном и обязательном страховании (кроме обязательного медицинского страхования) за 2005–2013 гг. Кроме того, для поиска цикла в различных линиях бизнеса были взяты данные о страховании имущества, страховании гражданской ответственности и данные по ОСАГО за тот же период. Описательная статистика собранных данных за 2005–2013 гг. приведена в табл. 1.

Таблица 1. Описательная статистика собранных данных, млрд руб.

Показатель	<i>PP</i>	<i>PC</i>	<i>CP</i>	<i>CC</i>	<i>OP</i>	<i>OC</i>	<i>GP</i>	<i>GC</i>
Минимум	42,43	8,64	3,53	0,29	12,03	5,98	80,82	30,80
1-й кван- тиль	63,24	22,90	5,12	0,40	16,89	9,67	116,91	51,91
Медиана	74,56	35,46	6,33	0,71	21,44	12,69	134,93	64,00
Среднее	74,88	32,35	5,99	0,83	22,48	12,62	139,66	65,01
3-й кван- тиль	90,12	41,29	6,99	1,07	26,40	14,80	159,82	77,80
Максимум	104,95	56,93	7,94	2,44	37,03	22,18	241,45	107,40

Примечание. *PP* – поступления в страховании имущества; *PC* – выплаты в страховании имущества; *CP* – поступления в страховании гражданской ответственности; *CC* – выплаты в страховании гражданской ответственности; *OP* – поступления в ОСАГО; *OC* – выплаты в ОСАГО; *GP* – поступления в добровольном и обязательном страховании (кроме ОМС); *GC* – выплаты в добровольном и обязательном страховании (кроме ОМС).

«Прибыль от андеррайтинга» – термин, которым обозначается превышение премии над убытками и издержками. Поскольку определить издержки за отсутствием статистических данных на страховом рынке России (впрочем, как и на рынках многих стран) не представляется возможным, то воспользуемся относительным показателем, не включающим в себя издержки. Один из таких показателей называется уровнем убыточности. Уровень убыточности находится как отношение выплат к поступлениям от андеррайтинга. Статистика уровня убыточности приведена в табл. 2.

Таблица 2. Статистика уровня убыточности с 2005 по 2013 г.

Линия бизнеса	Уровень убыточности, %			Рыночная доля линии бизнеса в России, %	Вариация уровня убыточности
	Минимум	Мат. ожидание	Максимум		
Страхование имущества	24,60	41,67	55,06	51,48	0,26
Страхование гражданской ответственности	7,85	13,06	25,77	4,12	0,44
ОСАГО	50,87	55,86	60,56	15,46	0,06
Добровольное и обязательное страхование (кроме ОМС)	39,83	45,97	55,56	100	0,11

В работе [6. Р. 5] показано, что использование уровня убыточности не будет серьезным ограничением ввиду его высокой корреляции с прибылью от андеррайтинга.

Пусть LR_t – уровень убыточности, тогда модель (1) будет записана в виде

$$LR_t = \alpha_0 + \alpha_1 LR_{t-1} + \alpha_2 LR_{t-2} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

где α – параметры авторегрессионной модели; ε_t – некоррелированные случайные отклонения с нулевым средним.

Известно, что если выполнено ограничение $\alpha_1^2 + 4\alpha_2 < 0$, то характеристическое уравнение второго порядка разности уровней убыточности будет иметь комплексные корни, это говорит о циклическом поведении уровней убыточности. Существование цикла следует из выполнения следующих условий:

$$\begin{cases} \alpha_1 > 0, \\ \alpha_2 < 0, \\ \alpha_1^2 + 4\alpha_2 < 0. \end{cases} \quad (3)$$

Если условия существования цикла выполнены, тогда период цикла T находится из выражения

$$T = 2 \pi \cos \left(\frac{\alpha_1}{2\sqrt{-\alpha_2}} \right). \quad (4)$$

Воспользуемся приведенной выше методикой для поиска циклов андеррайтинга на российском страховом рынке.

Цикл на рынке добровольного и обязательного страхования (кроме ОМС)

Визуальный анализ графика автокорреляционной функции позволит сделать вывод о том, можно ли временной ряд уровней убыточности описать с помощью модели авторегрессии второго порядка. На графике автокорреля-

ционной функции высота пиков представляет собой оценки коэффициентов корреляции. Пунктирные линии проведены на высоте плюс-минус удвоенной стандартной ошибки для каждого лага.

Построим графики автокорреляционной и частной автокорреляционной функции уровня убыточности. Из графика автокорреляционной функции можно видеть экспоненциальное затухание, что говорит о возможности применения модели авторегрессии для описания данных. График частной автокорреляционной функции не позволяет судить о том, какой порядок авторегрессии будет лучшим, поскольку все пики лежат внутри границ, обозначенных пунктирной линией (рис. 1).

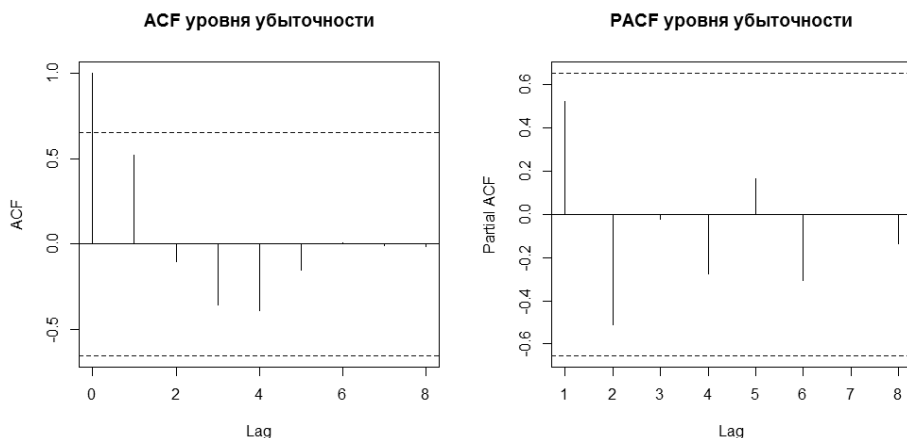


Рис. 1. Графики ACF и PACF уровня убыточности

Перейдем к оцениванию. В результате оценивания модели (2) получим

$$LR_t = 0,3314 + \underset{(0,2789)}{0,7769} LR_{t-1} - \underset{(0,2740)}{0,4931} LR_{t-2}. \quad (5)$$

В скобках под оценками параметров модели (5) указаны стандартные ошибки коэффициентов. Модель оценена довольно грубо вследствие недостаточно длинного временного ряда, однако даже в этом случае можно увидеть интересные результаты.

Подставив оцененные параметры из модели (5) в (3), получим

$$\begin{cases} \alpha_1 = 0,7769 > 0, \\ \alpha_2 = -0,4931 < 0, \\ \alpha_1^2 + 4\alpha_2 = -1,3688 < 0. \end{cases}$$

В нашем случае $\sqrt{-\alpha_2} < 1$, поэтому цикл будет иметь тенденцию затухать со временем. Заметим, что стандартные ошибки параметров модели большие,

однако внутри доверительных интервалов для параметров условия существования цикла также будут выполнены:

$$\alpha_1 \in [0,6375; 0,9163], \alpha_2 \in [-0,6301; -0,3561], \alpha_1^2 + 4\alpha_2 \in [-2,114; -0,5847].$$

Поскольку все три условия выполнены, то цикл действительно существует. Тогда период цикла T находится из выражения (4):

$$T = 2\pi \cos\left(\frac{0,7769}{2\sqrt{0,4931}}\right) = 6,05. \quad (6)$$

Таким образом, длина цикла по совокупным данным об уровне убыточности на российском страховом рынке составила чуть более 6 лет.

Цикл на рынке страхования имущества

Колебания убыточности, а также значения автокорреляционной функции уровней убыточности на рынке имущественного страхования представлены на рис. 2.

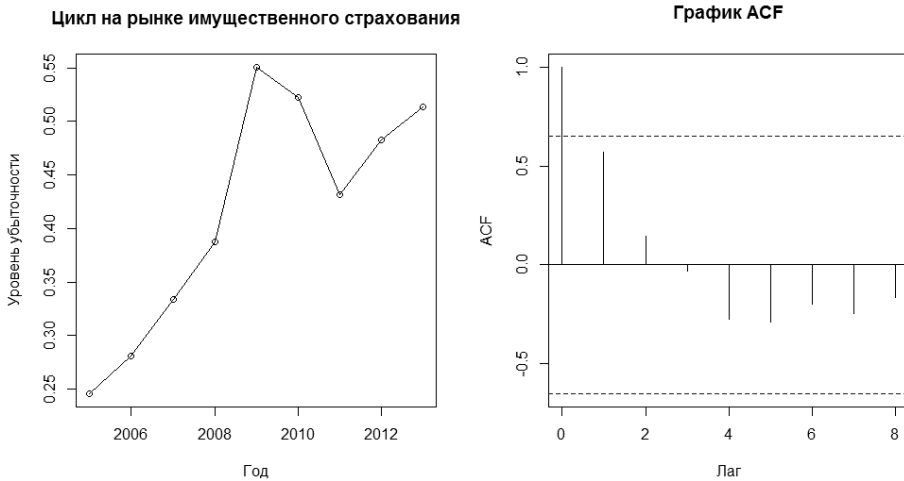


Рис. 2. Колебания убыточности на рынке имущественного страхования

На графике колебаний убыточности видим устойчивый восходящий тренд, который необходимо устранить до оценивания модели. Известно, что избавиться от тренда можно с помощью взятия первой разности. После взятия первой разности в модели исчезает свободный член.

В результате оценивания получим

$$LR_t = 0,1972LR_{t-1} - 0,2262LR_{t-2}. \quad (7)$$

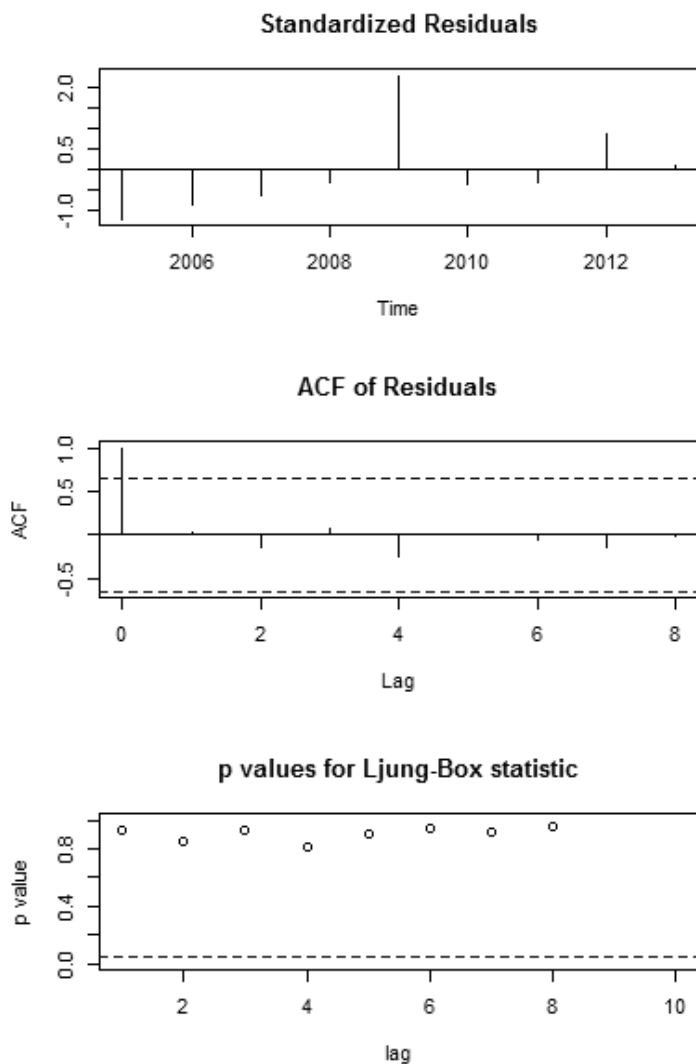


Рис. 3. Диагностика модели для рынка имущественного страхования

Проведем диагностику данной модели. Результат этой диагностики представлен на рис. 3. На графике стандартизированных остатков показано, что стандартизированные остатки не образуют кластеров волатильности, на графике автокорреляционной функции не наблюдаются значимые автокорреляции между остатками, все p -значения статистики Льюнга – Бокса лежат выше доверительного интервала.

Таким образом, в модели была выделена необходимая информация, а в остатках модели содержатся только случайные составляющие.

Подставив оцененные параметры из модели (7), получим

$$\begin{cases} \alpha_1 = 0,1972 > 0, \\ \alpha_2 = -0,2262 < 0, \\ \alpha_1^2 + 4\alpha_2 = -0,8659 < 0. \end{cases}$$

Поскольку все три условия выполнены, то цикл действительно существует. Тогда период цикла T будет равен

$$T = 2\pi \cos\left(\frac{0,1972}{2\sqrt{0,2262}}\right) = 6,28. \quad (8)$$

Цикл на рынке страхования гражданской ответственности

Колебания убыточности на рынке страхования гражданской ответственности, а также значения автокорреляционной функции уровней убыточности представлены на рис. 4.

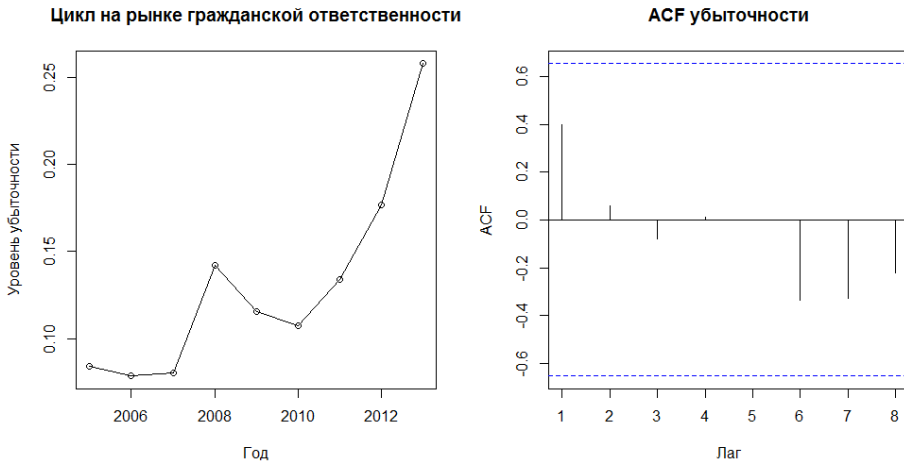


Рис. 4. Колебания убыточности на рынке страхования гражданской ответственности

На графике колебаний убыточности гражданской ответственности видим устойчивый восходящий тренд, который необходимо устранить до оценивания модели. Избавиться от тренда можно с помощью взятия первой разности. В результате оценивания модели (2) получим следующую модель:

$$LR_t = 0,3408LR_{t-1} + 0,0177LR_{t-2}. \quad (9)$$

Условия цикла не выполнены, поскольку параметр $\alpha_2 > 0$. Цикл на рынке страхования гражданской ответственности не существует.

Цикл на рынке ОСАГО

Колебания убыточности на рынке ОСАГО, а также значения автокорреляционной функции уровней убыточности представлены на рис. 5.

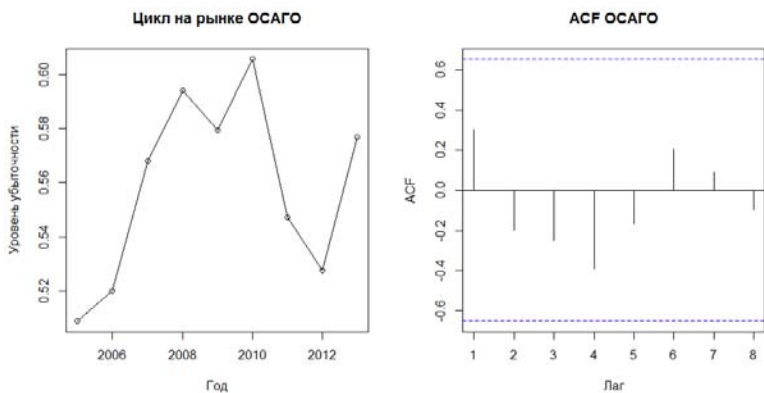


Рис. 5. Колебания убыточности на рынке ОСАГО

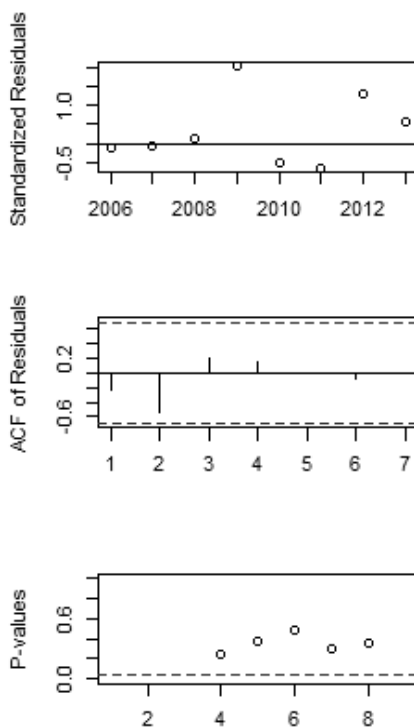


Рис. 6. Результат диагностики модели для рынка ОСАГО

Тренда не наблюдается, поэтому нет необходимости брать первую разность. В результате оценивания модели (2) получим следующую модель:

$$LR_t = 1,1146 + \underset{(0,3285)}{0,5059} LR_{t-1} - \underset{(0,3571)}{0,52681} LR_{t-2} . \quad (10)$$

Критерий Акаике $AIC = -30,96$. Среднеквадратичная ошибка $RMSE$ равна $0,0007$. В скобках под оценками параметров модели (10) указаны стандартные ошибки коэффициентов.

Диагностика модели приведена на рис. 6.

По графику стандартизированных остатков видно, что стандартизированные остатки не образуют кластеров волатильности, на графике автокорреляционной функции не наблюдаются значимые автокорреляции между остатками. Все p – значения статистики Льюнга – Бокса лежат выше доверительного интервала. Таким образом, в модели была выделена необходимая информация, а в остатках модели содержатся только случайные составляющие.

Подставив оцененные параметры из модели (10), получим

$$\begin{cases} \alpha_1 = 0,5059 > 0, \\ \alpha_2 = -0,5268 < 0, \\ \alpha_1^2 + 4\alpha_2 = -1,8513 < 0. \end{cases}$$

Поскольку все три условия выполнены, то цикл действительно существует. Тогда период цикла T будет равен

$$T = 2\pi \cos\left(\frac{0,5059}{2\sqrt{0,5268}}\right) = 6,18. \quad (11)$$

Заключение

Присутствие цикла андеррайтинга – частое явление во многих странах. Например, на страховом рынке Германии длина цикла составила 5,3 года [7. Р. 172], на страховом рынке Польши – 6,21 года. Целью данной статьи было обнаружить, является ли российский рынок имущественного страхования подверженным циклическому поведению или нет. Результаты применения авторегрессионных моделей второго порядка подтверждают существование циклов андеррайтинга в России. Расчеты показывают, что на страховом рынке России цикл действительно присутствует, его длина немного превышает 6 лет. Между тем проанализированные в статье линии бизнеса подвержены немного более длинным циклам. Так, для ОСАГО длина цикла составила 6,18 года, а для страхования имущества – 6,28 года. Этот результат согласуется с данными, полученными Камминсом и Атревилем для США и некоторых стран Западной Европы, средняя длина цикла в которых составляет 6–7 лет.

На рынке страхования гражданской ответственности цикл отсутствует, этот результат был предсказуем и соответствует положению вещей в западных странах [8. Р. 435]. Можем сделать вывод, что в России, как и за рубежом, цикличности подвержены только линии бизнеса, связанные с имущественным страхованием. Косвенным свидетельством отсутствия цикличности может служить высокий коэффициент вариации уровня убыточности, равный 0,44, что намного выше соответствующих значений для остальных линий бизнеса.

Изучение цикла андеррайтинга важно для экономики, поскольку страхование необходимо для функционирования остального бизнеса. Цикличность

мягкого и жесткого рынков проявляется в следующем. Мягкий рынок характеризуется низкими ценами, превышением страхового предложения над спросом, невысокой доходностью, как результат – высокая неплатежеспособность среди страховщиков. Неплатежеспособность является предметом пристального внимания акционеров, а также регулирующих органов. 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.

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 [9. С. 83]. Для потребителей страховых услуг знание текущей фазы цикла может помочь в выборе правильной страховой защиты по адекватной цене.

Литература

1. Niehaus G., Terry A. 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*. 1993. № 60. P. 466–479.
2. Cummins J.D., Outreville F. An International Analysis of Underwriting Cycles in Property-Liability Insurance // *Journal of Risk and Insurance*. 1987. № 54. P. 246–262.
3. Feldblum S. Underwriting cycles and business strategies // *Proceedings of the Casualty Actuarial Society*. 2001. № 58. P. 175–235.
4. Панюков А.В., Тетин И.А. Особенности применения динамического финансового анализа на российском страховом рынке // *Формирование стратегии инновационного развития экономических систем: труды конф. / под ред. д.э.н., проф. В.В. Глухова, д.э.н., проф. А.В. Бабкина. СПб: Изд-во политехн. ун-та, 2008. С. 532–537.*
5. Venezian E.C. Ratemaking methods and profit cycles in property and liability insurance // *Journal of Risk and Insurance*. 1985. № 52. P. 477–500.
6. Cummins J.D., Nye D.J. Insurance and Inflation: Causes, Consequences and Solutions // *Issues in Insurance*, second ed., edited by John D. Long. Malvern, PA: American Institute for Property-Liability Underwriters, 1984.
7. Meier U.B. and Outreville J.F. Business Cycles in Insurance and Reinsurance: the Case of France, Germany and Switzerland // *Journal of Risk Finance*. 2006. № 7. P. 160–176.
8. Lamm-Tennant J., Weiss M.A. International Insurance Cycles: Rational Expectations/ Institutional Intervention // *Journal of Risk and Insurance*. 1997. № 64. P. 415–439.
9. Панюков А.В., Тетин И.А. Управление инвестиционным портфелем страховой компании // *Вестн. Южно-Уральского гос. ун-та. Серия «Экономика и менеджмент»*. 2012. № 22. С. 77–83.

I.A. Tetin

Department of Economic and Mathematical Methods, and Statistics, South Ural State University, Chelyabinsk, Russia. E-mail: itetin.emms@yandex.ru

THE PRESENCE OF UNDERWRITING CYCLES IN RUSSIA.

Keywords: Underwriting cycle; Volatility; Loss ratio fluctuations; Insurance market.

Fluctuations in premiums and profits from underwriting in the property and liability insurance industry exhibit a cyclical behavior, with hard and soft market phases. Soft markets are characterized by readily available coverage and low profits, while hard markets are characterized by difficulty in obtaining coverage and high profits. The presence of an underwriting cycle is a frequent phenomenon in many countries. For example, in the German insurance market, the cycle length is 5.3 years, and in Poland it is equal to 6.21 years.

This paper attempts to prove the presence of the underwriting cycle in the Russian property and liability insurance industry. The question of whether the cycle exists has still not been examined for one simple reason – a lack of proper statistical information. Short time series are the main problem in studies devoted to the

Russian insurance market. The first available statistical information appeared in 2005. From 2005 to 2013, information was gathered on different lines of property and liability insurance.

Calculating the income from underwriting requires information about the amount of expenses. As it is impossible to define the expenses because of an absence of statistical data on the Russian insurance market (however, it is the same in the markets of many countries), a relative indicator which doesn't include expenses was chosen. One such indicator is called a loss ratio, and it is the ratio of payments to underwriting revenue. Then, a second-order autoregressive model was used to obtain the required parameters to test for the presence of the underwriting cycle.

The results of the second-order autoregressive model largely support the existence of the underwriting cycle in Russia. The calculations show that the length of the underwriting cycle for the entire property and liability insurance industry is equal to 6.05 years. However, different lines of business analyzed in the article are characterized by longer cycle lengths. The cycle length for CMTPL is equal to 6.18 years, and for property insurance - 6.28 years. These results are in accordance with the data gathered by J.D. Cummins and J.F. Outreville for U.S. and Western Europe insurance markets.

In the civil liability insurance market, the cycle was absent. This result was predictable and corresponds with the state of affairs in Western countries. A high loss ratio variation coefficient of 0.44, which is much higher than corresponding values in other lines of business, can serve as indirect evidence for the absence of the cycle.

References

1. Niehaus G., Terry A. 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*. 1993, no. 60, pp. 466-479.
2. Cummins J.D., Outreville F. An International Analysis of Underwriting Cycles in Property-Liability Insurance. *Journal of Risk and Insurance*, 1987, no. 54, pp. 246-262.
3. Feldblum S. Underwriting cycles and business strategies. *Proceedings of the Casualty Actuarial Society*, 2001, no. 58, pp. 175-235.
4. Panyukov A.V., Tetin I.A. Osobennosti primeneniya dinamicheskogo finansovogo analiza na rossiyskom strakhovom rynke. *Formirovaniye strategii innovatsionnogo razvitiya ekonomicheskikh system*. Trudy konf.. St. Petersburg, St. Petersburg Polytechnic University Press, 2008, pp. 532-537.
5. Venezian E.C. Ratemaking methods and profit cycles in property and liability insurance. *Journal of Risk and Insurance*, 1985, no. 52, pp. 477-500.
6. Cummins J.D, Nye D.J. Insurance and Inflation: Causes, Consequences and Solutions. In: *Issues in Insurance*, 2d edn., John D. Long (Ed.). Malvern, PA, American Institute for Property-Liability Underwriters, 1984.
7. Meier U.B. and J.F. Outreville Business Cycles in Insurance and Reinsurance: the Case of France, Germany and Switzerland. *Journal of Risk Finance*, 2006, no. 7, pp. 160-176.
8. Lamm-Tennant J., Weiss M.A. International Insurance Cycles: Rational Expectations/Institutional Intervention. *Journal of Risk and Insurance*, 1997, no. 64, pp. 415-439.
9. Panyukov A.V., Tetin I.A. Upravleniye investitsionnym portfelem strakhovoy kompanii [Managing the investment portfolio of insurance companies]. *Vestnik Yuzhno-Ural'skogo gosudarstvennogo universiteta: Ekonomika i menedzhment*, 2012, no. 22, pp. 77-83.

Поступила в редакцию DD.MM.2014

Received December DD, 2014

For referencing:

Tetin I.A. Prisutstviye tsiklov anderrayinga v Rossii [The presence of underwriting cycles in Russia]. *Vestnik Tomskogo gosudarstvennogo universiteta. Ekonomika – Tomsk State University Journal of Economics*, 2014, no. 4 (28), pp. 114–124.