

DOI: 10.15593/2499-9873/2018.1.07

УДК 51-75, 519.862

И.А. Тетин

Южно-Уральский государственный университет
(национальный исследовательский университет), Челябинск, Россия

ПРИМЕНЕНИЕ СИММЕТРИЧНЫХ И АСИММЕТРИЧНЫХ ФИЛЬТРОВ К ОПРЕДЕЛЕНИЮ ДЛИНЫ ЦИКЛОВ АНДЕРРАЙТИНГА

Анализируются подходы к оценке длины циклов андеррайтинга с целью использования в системе поддержки принятия решений по формированию эффективной стратегии страховой компании. Для трех линий бизнеса: страхования имущества, ОСАГО, страхования имущества и ответственности – были применены фильтры Бакстера – Кинга, симметричный и асимметричный фильтр Кристиано – Фитцджеральда для выделения среднесрочной циклической компоненты в рядах уровней убыточности. С помощью модели авторегрессии второго порядка рассчитаны реальные длины циклов.

Ключевые слова: прогнозирование временных рядов, цикл андеррайтинга, спектральный анализ, полосный фильтр.

I.A. Tetin

South Ural State University (National Research University),
Chelyabinsk, Russian Federation

USING SYMMETRIC AND ASYMMETRIC FILTERS IN EVALUATION OF UNDERWRITING CYCLES LENGTH

The paper analyses methods for evaluation of underwriting cycle's length and their usage in the developed decision support system for formation of effective insurance company strategy. Baxter and King along with symmetric and asymmetric Cristiano and Fitzgerald band-pass filters are applied to extract medium-term cyclical component in loss ratio time series of property, CTP, and property and liability insurance. Then, using second order autoregression model we get real underwriting cycle's length.

Keywords: time series forecasting, underwriting cycle, spectral analysis, band-pass filter.

Введение

Цикл андеррайтинга [1] представляет собой периодическую флуктуацию доходов и потерь на рынке страхования имущества и ответственности. Негативным эффектом таких флуктуаций является внесение дополнительной волатильности в финансовые результаты страховой компании [2], что влечет за собой необходимость увеличения

объема ликвидных активов, снижения инвестиционных активов и финансовой устойчивости страховой компании.

При исследовании доходов и потерь страхового бизнеса циклы андеррайтинга едва различимы. В лучшем случае возможно увидеть долгосрочный тренд, для некоторых линий бизнеса – краткосрочный шум, но не среднесрочную цикличность. Поэтому необходимо применение математических методов, позволяющих выделить из временного ряда долгосрочный тренд, среднесрочные циклы и краткосрочный шум. Такие методы, очевидно, называются методами фильтрации, или фильтрами.

Данное исследование посвящено выбору подходящего типа фильтра для определения на его основе длины цикла андеррайтинга. Полученная оценка длины применяется в разработанной автором системе поддержки принятия решений (СППР) для определения эффективной стратегии поведения страховой компании. Обеспечение надежных оценок длины цикла для различных линий бизнеса ведет к снижению риска принятия ошибочных решений, которые могут поставить под угрозу реализацию эффективной стратегии страховой компании.

1. Система поддержки принятия решений

Для решения проблемы поиска эффективной стратегии страховой компании нами была создана система поддержки принятия решений (СППР). Она представляет собой набор классов, включающих в себя пользовательский интерфейс, компонент данных, генератор сценариев, блок моделирования, компонент обработки решения. Описание указанных элементов системы приведено ниже.

Компонент	Описание
Пользовательский интерфейс	Ответствен за ввод информации, осуществления выбора между поиском оптимальной стратегии и тестированием текущей стратегии в новых условиях
Компонент данных	Служит для анализа и обработки данных, интеграции, отбора, проверки и подготовки данных
Генератор сценариев	Генерирует сценарии для различных макроэкономических условий, уровня конкуренции, показателей страховой компании и страхового рынка

Компонент	Описание
Блок моделирования	Включает в себя имитационную модель конкурентного страхового рынка, модель динамического финансового анализа, блок оптимизации
Компонент обработки решения	Обеспечивает проверку найденного решения, формирующего стратегию, сравнение финансовых показателей компании с целевыми компаниями

Итоговое решение – вектор значений управляемых параметров для данного сценария – представляется пользователю системой поддержки принятия решений.

Стратегия страховой компании включает в себя четыре составляющих:

- выбор портфеля страховых продуктов;
- тарифная политика под воздействием цикла андеррайтинга;
- перестраховочная политика;
- инвестиционная политика.

Определение оптимальной стратегии происходит при решении задачи максимизации прибыли страховой компании. Оптимизация осуществляется путем изменения значений управляемых коэффициентов для перечисленных выше составляющих стратегии.

Центральной частью СППР является компонент моделирования, в котором происходит формирование решения по определению оптимальной стратегии страховой компании. Тарифная политика моделируемой страховой компании состоит в формировании рациональных тарифных ставок, т.е. ставок, в которых учитываются объективные характеристики цикла андеррайтинга (рис. 1).

Как видим, расчет цикла андеррайтинга связан не только с расчетом тарифных ставок, но и с решением по определению набора активов в инвестиционном портфеле и составу страхового портфеля. Если для расчета тарифных ставок достаточно вычислять краткосрочный прогноз тяжести цикла, то для принятия решений по инвестированию и составу портфеля необходимо определить длину цикла андеррайтинга. Поскольку компонент расчета цикла находится в начале, ошибки в оценке длины цикла оказывают существенное влияние на результат работы страховой компании.

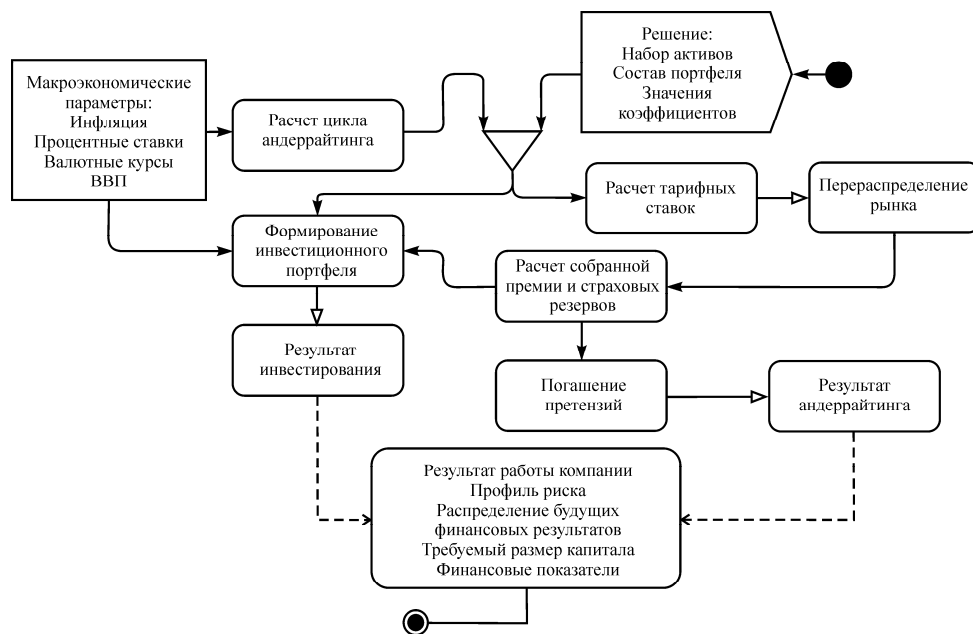


Рис. 1. Схема работы имитационной модели и модели ДФА

Далее мы покажем ряд способов определения цикла и применим фильтры для выделения циклической компоненты в рядах уровней убыточности.

2. Методы выделения цикла

Существуют четыре основных способа измерения бизнес-циклов в экономике: прямое наблюдение, авторегрессия, спектральный анализ, частотные или полосные фильтры.

Использование метода прямого наблюдения для поиска цикла андеррайтинга является наиболее интуитивным, но самым грубым и бесполезным для практики, поскольку не дает возможности определить конкретную длину цикла андеррайтинга.

Спектральный анализ пришел в экономические исследования из физики. Он способен оценить экономические циклы на коротких временных рядах. Применение спектрального анализа для изучения циклов андеррайтинга произведено в работах [3, 4]. Преимуществом метода является тот факт, что все данные, доступные для анализа, включаются в уравнение. Результат, получаемый с помощью данного подхода, объективен, однако при использовании различных выборок, даже

в случае поступления данных из одной линии бизнеса, получаются разные длины цикла. Иногда различия довольно велики и модель не способна объяснить эти различия.

Методы авторегрессии широко применяются на практике. С помощью моделей авторегрессии второго порядка можно получить конкретную длину цикла андеррайтинга [5]. В классической работе Венециана [6] был предложен метод, позволивший сделать заключение о том, являются ли прибыли страховых компаний циклическими. В этом методе использовалась прибыль от андеррайтинга P для проверки существования цикла на рынке США с использованием авторегрессионной модели второго порядка:

$$P_t = \delta_0 + \delta_1 P_{t-1} + \delta_2 P_{t-2} + e_t. \quad (1)$$

Несмотря на факт, что страховая прибыль включает в себя информацию о затратах и потерях, а на страховом рынке России практически невозможно найти данные по затратам, в работе [7] нами был применен индикатор, который высоко коррелирует с прибылью и не включает в себя затраты. Этот индикатор называется уровнем убыточности и вычисляется как отношение совокупных выплат страховой компании к совокупным заработанным премиям. Таким образом, модель (1) может быть записана в виде

$$LR_t = \gamma_0 + \gamma_1 LR_{t-1} + \gamma_2 LR_{t-2} + u_t, \quad (2)$$

где LR_t – уровень убыточности; γ_i – оцененные коэффициенты $AR(2)$ и u_t – случайная ошибка. Цикл будет существовать при выполнении следующих условий: $\gamma_1 > 0, \gamma_2 < 0, \gamma_1^2 + 4\gamma_2 < 0$, тогда период цикла T может быть рассчитан по формуле

$$T = 2\pi \cos \frac{\gamma_1}{2\sqrt{-\gamma_2}}. \quad (3)$$

Недостатком такой модели является чувствительность к структурному сдвигу, что существенно влияет на результаты теста о существовании цикла и на точность измерения его длины [8]. В некоторых случаях структурный сдвиг служил причиной «исчезновения» цикла андеррайтинга. Для преодоления данного недостатка необходимо вводить фиктивные переменные в точки сдвига [9]. Еще одним способом

является подача на вход выделенной циклической компоненты. Данных недостатков лишены применимые в этом исследовании фильтры.

Существует достаточно большое число методов выделения циклической компоненты из временного ряда, например работы [10–12].

Задача фильтрации может быть поставлена следующим образом. В исходном ряде $\{x\}_{t=1}^T$ необходимо изолировать компоненту $\{y\}_{t=1}^T$ ряда x_t с периодом осцилляции между p_l и p_u , где $2 \leq p_l \leq p_u < \infty$.

Идеальный полосовой фильтр – это симметричный фильтр вида

$$x_t = \sum_{n=-\infty}^{\infty} \psi_n y_{t-n} \quad (4)$$

с частотной характеристикой ψ . Частотная характеристика – это функция вида

$$\psi(e^{i\omega}) = \sum_{n=-\infty}^{\infty} \psi_n e^{i\omega n}, \quad (5)$$

веса которой

$$\psi_n = \begin{cases} \frac{1}{\pi n} \left(\sin\left(\frac{2\pi n}{T_{\max}}\right) - \sin\left(\frac{2\pi n}{T_{\min}}\right) \right), & \text{для } n \neq 0, \\ \frac{2}{T_{\max}} - \frac{2}{T_{\min}}, & \text{для } n = 0, \end{cases} \quad (6)$$

T_{\min} , T_{\max} – длительность бизнес-циклов.

Одним из наиболее популярных методов, широко применяемых в макроэкономике является «модель сглаживающего тренда», более известная как фильтр Ходрика – Прескотта [10]. Кстати, этот метод был предложен задолго до них в 1961 г. Лезером [13] для выделения тренда (обсуждение данного факта можно найти в работе Mills [14]). Данный фильтр выделяет стохастический тренд, который сглаживается по времени и не коррелирует со случайной нерегулярной компонентой временного ряда (циклической компонентой). Значения фильтра находятся с помощью обратного преобразования Фурье:

$$B_j = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} \frac{4\lambda(1 - \cos(\omega))^2}{1 + 4\lambda(1 - \cos(\omega))^2} e^{i\omega j} d\omega. \quad (7)$$

Соотношение сигнал – шум является ключевым скаляром, определяющим степень сглаженности выделенного тренда. Ходриком и Прескоттом были предложены конкретные значения параметра λ для работы со временными рядами длиной около 10 лет [10].

Накопленная статистика по разным странам говорит о том, что в основном цикл андеррайтинга имеет период 4–8 лет. Дальнейшим развитием фильтра Ходрика – Прескотта стал аппроксимирующий частотный фильтр Бакстера – Кинга. Этот фильтр изолирует колебания бизнес-циклов в макроэкономических временных рядах и наиболее подходит для изолирования колебаний на временном интервале от двух до восьми лет.

Фильтр Бакстера – Кинга [11] (*BK*) минимизирует функцию

$$Q = \int_{-\pi}^{\pi} \left| \psi(e^{i\omega}) - \alpha(e^{i\omega}) \right|^2 d\omega, \quad (8)$$

где $\psi(e^{i\omega})$ – частотная характеристика идеального фильтра, а $\alpha(e^{i\omega})$ – частотная характеристика *BK* фильтра: $\alpha(e^{i\omega}) = \sum_{n=-K}^K \alpha_n e^{i\omega n}$.

Тогда *BK* фильтр записывается как

$$x_t = \sum_{j=-K}^K \psi_j y_{t-j}, \quad (9)$$

с частотной характеристикой

$$\alpha(e^{i\omega}) = \sum_{j=-K}^K \alpha_j e^{i\omega j} \quad (10)$$

и весами $\alpha_j = \psi_j - \Phi$, где $\Phi = \left(\psi_0 + 2 \sum_{n=1}^K \psi_n \right) / (1 + 2K)$ – стандартизирующий фактор, который удостоверяет, что веса *BK*-фильтра имеют единичную сумму, что обеспечивает удаление стохастических и квадратичных детерминированных трендов.

Фильтр Бакстера – Кинга содержит набор качественных свойств: он является скользящим средним бесконечного порядка, извлекает заданный интервал частот, не приводит к фазовым сдвигам, оптимален для заданной функции потерь, подходит для работы с интегрирован-

ным временным рядом первого или второго порядка и рядом, содержащим квадратичный тренд. Как следствие, данный фильтр может быть применен к сырым данным без предварительной фильтрации. Математическая модель в основе фильтра предполагает, что очень медленное движение ряда интерпретируется как тренд, а очень высокие частоты компонентов – как нерегулярность.

Фильтр Кристиано – Фитцджеральда [15] (*CF*) рассматривает случай, в котором y_t существует только для $t = 1, \dots, T$ и минимизирует функцию

$$Q = \int_{-\pi}^{\pi} \left| \Psi(e^{i\omega}) - \beta(e^{i\omega}) \right|^2 f_y(\omega) d\omega, \quad (11)$$

где $\beta(e^{i\omega})$ – частотная характеристика *CF*-фильтра, а $f_y(\omega)$ означает спектральную плотность y_t . Тогда *CF*-фильтр записывается как

$$x_t = \sum_{j=t-T}^{t-1} \beta_j y_{t-j} \quad (12)$$

с частотной характеристикой

$$\beta(e^{i\omega}) = \sum_{j=t-T}^{t-1} \beta_j e^{i\omega j} \quad (13)$$

и весами

$$\begin{cases} \beta_j = \frac{1}{2} \Psi_0 - \sum_{k=0}^{j-1} \Psi_k, & j = t-1; \\ \beta_j = \Psi_j, & j = t-2, \dots, t-T-1; \\ \beta_j = \frac{1}{2} \Psi_0 - \sum_{k=j+1}^0 \Psi_k, & j = t-T. \end{cases} \quad (14)$$

3. Результаты

В данном исследовании мы применили фильтр *BK* и симметричный и фиксированный варианты фильтра *CF* для выделения среднесрочной циклической компоненты. Данные фильтры выбраны исходя из их качественных характеристик. Качество фильтра оценивается по величине среднеквадратичной ошибки, а длина цикла моделируется по выделенной компоненте с помощью авторегрессии.

Длина циклов андеррайтинга, полученных с помощью фильтров

Фильтр	MSE	γ_1	γ_2	γ_0	Значение AIC	Длина цикла, лет
<i>BK</i> (имущество)	0,0028	1,739***	-0,906***	0,003*	-183,01	5,20
<i>CF_s</i> (имущество)	0,0045	1,615***	-0,791***	-0,007**	-161,17	4,51
<i>CF_f</i> (имущество)	0,0072	1,765***	-0,915***	-0,009***	-179,94	5,30
<i>BK</i> (ОСАГО)	0,0015	1,541***	-0,889***	-0,001	-162,12	4,56
<i>CF_s</i> (ОСАГО)	0,0069	1,495***	-0,758***	-0,018**	-135,21	4,08
<i>CF_f</i> (ОСАГО)	0,0118	1,546***	-0,884***	-0,034***	-161,45	4,57
<i>BK</i> (P&L)	0,0017	1,700***	-0,862***	0,001	-179,1	4,96
<i>CF_s</i> (P&L)	0,0047	1,502***	-0,678***	-0,009*	-154,17	3,88
<i>CF_f</i> (P&L)	0,0079	1,722***	-0,872***	-0,011***	-178,89	5,05

* – вероятность ошибки <5 %, ** – вероятность ошибки < 1 %, *** – вероятность ошибки <0,1 %, *BK* – фильтр Бакстера – Кинга, *CF_s* – фильтр Кристиано – Фитцджеральда симметричный, *CF_f* – фильтр Кристиано – Фитцджеральда фиксированный.

В таблице содержатся расчетные величины среднеквадратичной ошибки для рассматриваемых линий бизнеса при применении трех фильтров. Результаты фильтрации поступают на вход авторегрессионной модели второго порядка. Оцененные коэффициенты γ_i модели *AR*(2) также приведены в таблице.

Найденные значения уровней убыточности для трех линий страхования – страхования имущества, ОСАГО и имущества и ответственности (P&L) – представлены на рис. 2.

Все полученные коэффициенты γ_1, γ_2 моделей признаны значимыми, что обусловлено циклической компонентой, поданной на вход. Однако коэффициенты моделей различны и показатель информационного критерия Акаике существенно отличается между фиксированным фильтром *CF_f* и симметричным фильтром *CF_s* для всех линий бизнеса. Модель тем лучше, чем меньше значение Акаике, таким образом модель авторегрессии лучше способна описать данные фильтра *CF_f*

по сравнению с CF_s . А минимумы значений AIC достигнуты при использовании фильтра BK .

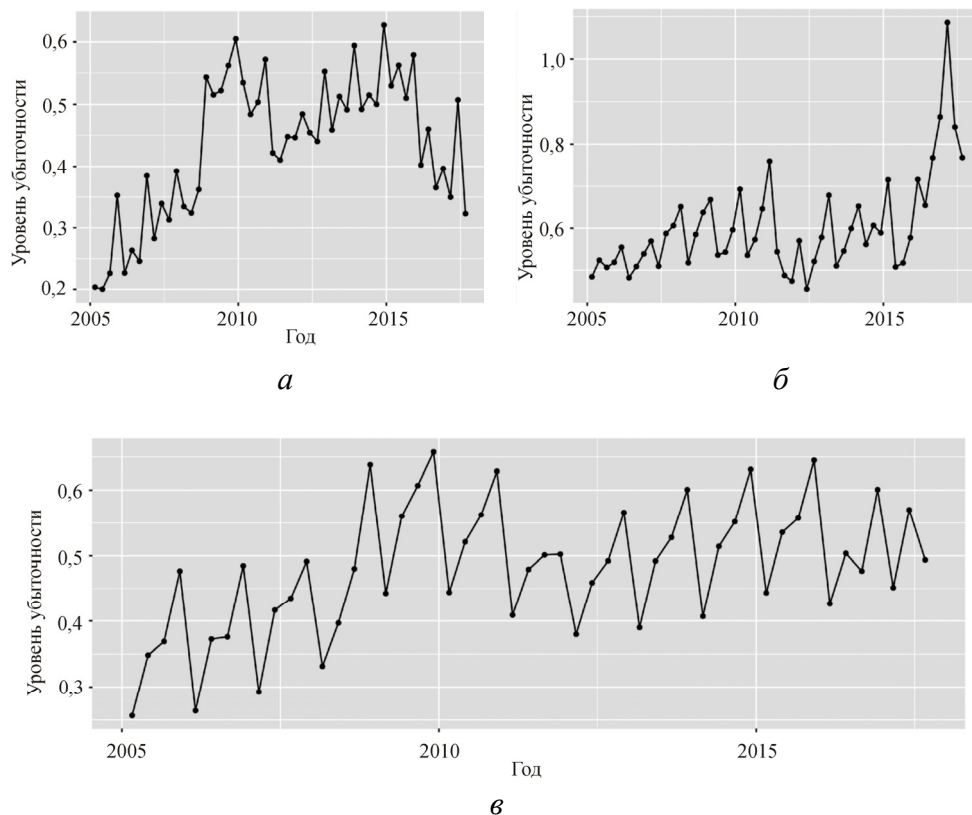


Рис. 2. Расчетные значения уровня убыточности в РФ для трех видов страхования: а – страхование имущества; б – ОСАГО; в – страхование имущества и ответственности

Перейдем к анализу полученных результатов. Фильтры и CF основываются на одном и том же идеальном полосном фильтре, но разница между ними обусловлена типом аппроксимации этого фильтра. Аппроксимация необходима, так как идеальный фильтр требует скользящую среднюю бесконечного порядка, что подразумевает под собой использование временного ряда бесконечной длины. Аппроксимации BK и различаются двумя допущениями.

Первое относится к спектральной плотности переменных. Бакстер и Кинг предполагают, что переменные независимы и одинаково распределены, а Кристиано и Фитцджеральд предполагают случайное

блуждание. Очевидно, что случайное блуждание оказывает большее влияние на низкие частоты, а независимые, одинаково распределенные случайные величины оказывают одинаковое влияние на весь спектр частот. Следовательно, *CF*-фильтр должен аппроксимировать идеальный фильтр на низких частотах (больших длительностях) лучше фильтра *BK*, а на высоких – хуже. Поэтому мы наблюдаем, что на исследуемых рядах *BK* показывает себя лучше.

Вторая предпосылка учитывает симметрию весов фильтра: *BK* использует симметричные веса, а *CF* опускает эту предпосылку. Тем не менее мы смогли применить симметричный вариант *CF*-фильтр CF_s . Симметрия весов в *BK* не учитывает k точек в начале и конце ряда, таким образом, если характеристика циклов в конце ряда является важной, то рекомендуется применять фильтр *CF*.

Указанные различия ведут в трех дивергентным характеристикам. Во-первых, точность аппроксимации по отношению к длине анализируемого цикла. Во-вторых, объем данных в конце временного ряда и удаление трендов в оригинальном ряде. В-третьих, неравный учет трендов, как следствие предпосылки о симметрии весов. До применения CF_f -фильтра необходимо удалить тренд. В фильтре *BK* тренд удаляется автоматически, если веса скользящего среднего симметричны.

Заключение

Таким образом, для линии бизнеса «имущество» и «P&L» фильтр Бакстера – Кинга показывает лучшие результаты: минимальная ошибка MSE наряду с минимальным значением критерия Акаике. Применение симметричной версии фильтра CF_s показало лучшие результаты перед фиксированным фильтром по значению среднеквадратичной ошибки, однако качество построенных моделей авторегрессии оказалось существенно хуже. Длина получаемых циклов по ОСАГО оказалась близка как у фильтра CF_f , так и у фильтра *BK*. Исходя из графика уровня убыточности ОСАГО (см. рис. 2) в 2017 г. произошел существенный сдвиг уровня убыточности. Поскольку учет конечных наблюдений ряда лучше реализован в CF_f , то в дальнейшем рекомендуется применить этот фильтр для линии страхования ОСАГО.

Итак, нами проведено исследование по определению длины циклов на основе фильтров Бакстера – Кинга и симметричных и асимметричных фильтров Кристиано – Фитцджеральда. Конкретные значения

уровней убыточности для краткосрочного прогноза цикла вычисляются по предложенной нами методике [15], а долгосрочный прогноз длины цикла, необходимый для принятия решений о начале работы по той или иной стратегии, размещению инвестиций или открытию новых линий бизнеса, должен производиться с применением описанных в данной работе фильтров. Сочетание данных методов позволяет с большей точностью определить области, в которых будут происходить сдвиги уровней убыточности, и подготовить варианты корректировки выбранной стратегии поведения.

Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ в рамках научного проекта № 16-36-00024 мол_а»

Список литературы

1. Маниковский П. Андеррайтинговые циклы и кризисы // Мир новой экономики. – 2016. – № 4. – С. 76–81.
2. Junker L., Gerssen S., Jutte M. Global Insurance Industry Insights. An in-depth perspective // Global Insurance Pools – ed. – 2014. – P. 1–25.
3. Ji Y., Zheng H. Existence analysis of underwriting cycle of P&C insurance industry of China // Journal of University of Aeronautics and Astronautics. – 2009. – Vol. 22(4). – P. 1–3.
4. Wang P. International Business Cycle Coherence and Phases (December 7, 2012). – University of Plymouth and IÉSEG Economics Working Paper No. 1206.
5. Zanghieri P. Business Cycle and Motor Insurance Profitability: Evidence for Italy (November 28, 2017). – URL: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3084554>
6. Venezian E. Ratemaking methods and profit cycles in property and liability insurance // Journal of Risk and Insurance. – 1985. – P. 477–500.
7. Тетин И.А. Циклы страховой деятельности в России и макроэкономические показатели // Прикладная эконометрика. – 2015. – Т. 3(39). – С. 65–83.
8. Leng C., Meier U. Analysis of multinational underwriting cycles in property liability insurance // The Journal of Risk Finance. – 2006. – № 7. – P. 146–159.
9. Bruneau C., Sghaier N. Cyclicity in The French Property-Liability Insurance Industry: New Findings Over the Recent Period // The Journal of Risk and Insurance. – 2015. – Vol. 82(2). – P. 433–462.

10. Hodrick R.J., Prescott E.C. Postwar U.S. business cycle: An empirical investigation // *Journal of Money, Credit & Banking*. – 1997. – 29(1). – P. 1–16.

11. Baxter M., King R.G. Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series // *Review of Economics & Statistics*. – 1999. – Vol. 81, 4. – P. 575–593

12. Harvey A.C., Trimbur T.M. General model-based filters for extracting cycles and trends in economic time series // *Review of Economics & Statistics*. – 2003. – Vol. 85, 2. – P. 244–255.

13. Leser C.E.V. A simple method of trend construction // *Journal of the Royal Statistical Society*. – 1961. – Series B 23, 1. – P. 91–107.

14. Mills T. Modelling trends and cycles in economic time series: historical prospective and future development // *Cliometrica*. – 2009. – Vol. 3. – P. 221–244.

15. Christiano L.J., Fitzgerald T.J. The Band Pass Filter // *International Economic Review*. – 2003. – Vol. 44. – P. 435–465.

References

1. Manikovskii P. Anderraitingovye tsikly i krizisy // *Mir novoi ekonomiki*, 2016. № 4. S. 76-81.

2. Junker L, Gerssen S, Jutte M Global Insurance Industry Insights. An in-depth perspective // *Global Insurance Pools*, fourth edition. 2014. 1-25 P.

3. Ji Y., Zheng H. Existence analysis of underwriting cycle of P&C insurance industry of China. *Journal of University of Aeronautics and Astronautics*. – 2009. 22(4), 1-3.

4. Wang P. International Business Cycle Coherence and Phases (December 7, 2012). University of Plymouth and IÉSEG Economics Working Paper No. 1206.

5. Zanghieri P. Business Cycle and Motor Insurance Profitability: Evidence for Italy (November 28, 2017). <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3084554>

6. Venezian E. (1985). "Ratemaking methods and profit cycles in property and liability insurance". *Journal of risk and insurance*, 477-500.

7. Tetin I.A. Tsikly strakhovoi deiatel'nosti v Rossii i makroekonomicheskie pokazateli // *Prikladnaia ekonometrika*. 2015. T. 3(39). S. 65-83.

8. C. Leng and U. Meier. Analysis of multinational underwriting cycles in property liability insurance. *The Journal of Risk Finance*. 2006, № 7. P. 146-159.

9. Bruneau, C., Sghaier, N. Cyclicity in The French Property-Liability Insurance Industry: New Findings Over the Recent Period. *The Journal of Risk and Insurance*. 2015, 82(2), 433-462.

10. Hodrick R.J., Prescott E.C. Postwar U.S. business cycle: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit & Banking*. 1997. 29(1). P. 1-16.

11. Baxter M., King R. G. Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series. *Review of Economics & Statistics*. 1999. 81, 4. P. 575-593

12. Harvey A.C. & T. M. Trimbur. General model-based filters for extracting cycles and trends in economic time series. *Review of Economics & Statistics*. 2003. 85, 2. P.244-255.

13. Leser C. E. V. A simple method of trend construction. *Journal of the Royal Statistical Society*. 1961. Series B 23, 1. P. 91-107.

14. Mills T. Modelling trends and cycles in economic time series: historical prospective and future development. *Cliometrica*. 2009. Vol. 3. P. 221-244.

15. Christiano L.J., Fitzgerald T.J. The Band Pass Filter, *International Economic Review*. 2003. Vol. 44. P. 435-65.

Получено 05.02.2018

Об авторе

Тетин Илья Алексеевич (Челябинск, Россия) – кандидат экономических наук, доцент кафедры «Финансы, денежное обращение и кредит» Южно-Уральского государственного университета (Национального исследовательского университета) (454080, г. Челябинск, пр. Ленина, 76, e-mail: ilya.tetin@susu.ru).

About the author

Ilya A. Tetin (Chelyabinsk, Russia) – Ph.D. in Economics, Associate Professor at Finance, Department of Money Circulation and Credit, South Ural State University (National Research University) (76, Lenin av., Chelyabinsk, 454080, Russian Federation, e-mail: ilya.tetin@susu.ru).