

УДК 519.86

## МОДЕЛИРОВАНИЕ ДИНАМИКИ ПРОДАЖ НОВЫХ ЛЕГКОВЫХ АВТОМОБИЛЕЙ В РОССИИ

<sup>1</sup>Щукина Н.А., <sup>2</sup>Тарасова И.А.

<sup>1</sup>ФГБОУ ВО «Российский экономический университет им. Г.В. Плеханова»,  
Москва, e-mail: shchukinan@yandex.ru;

<sup>2</sup>ФГБОУ ВО «Волгоградский государственный технический университет», Волгоград

Статья посвящена исследованию динамики продаж новых легковых и легких коммерческих автомобилей в России за последние 10 лет для получения краткосрочного прогноза объемов реализаций. На основе имеющихся статистических данных проведен сравнительный анализ показателей текущего и предшествующего периодов. На основе автокорреляционной функции выявлена структура исследуемого временного ряда. Для получения краткосрочного прогноза построены аддитивная модель временного ряда и адаптивная модель Хольта – Уинтерса, которые учитывают наметившуюся нелинейную тенденцию и сезонную компоненту. Для модели Хольта – Уинтерса найдены постоянные сглаживания, минимизирующие среднюю абсолютную относительную погрешность модели. Проведен статистический анализ точности полученных прогнозов. Построенные модели прогноза динамики продаж новых легковых и легких грузовых автомобилей в России отличаются высокой точностью и в полной мере отражают экономические тенденции, определяющие объемы продаж.

**Ключевые слова:** временной ряд, динамика продаж, модели краткосрочного прогнозирования, тренд, модель Хольта – Уинтерса

## MODELING OF DYNAMICS THE PASSENGER CARS SALES IN RUSSIA

<sup>1</sup>Schukina N.A., <sup>2</sup>Tarasova I.A.

<sup>1</sup>Plekhanov Russian University of Economics, Moscow, e-mail: shchukinan@yandex.ru;

<sup>2</sup>Volgograd State Technical University, Volgograd

The article is devoted to the study of the sales dynamics of new passenger cars and light commercial vehicles in Russia over the last 10 years to forecast short-term sales volume. This research gives a comparative analysis of the current and prior periods based on available statistical data. The required time series pattern was revealed through autocorrelation function. Additive time series model and adaptive Holt-Winters model were constructed to obtain short-term forecast, which take into account the emerging non-linear trend and seasonal component. The value of smoothing constant was also found in order to reduce the average relative error of the Holt-winters model. Statistical analysis of the forecast accuracy was carried out: the sales model are very precise and consistent with the economic trends that determine the sales volumes.

**Keywords:** time series, dynamics of sales, short-term forecasting models, trend, the Holt-Winters model

Рынок представляет собой динамично развивающуюся систему, причем его динамика такова, что в течение одного года объемы продаж могут как вырасти, так и сократиться на 30, 50% или более. По мере изменения объемов продаж должна развиваться и система логистики. При увеличении спроса необходимо задумываться об изменении объемов запаса продукции, увеличении складских помещений и грузопотоков. Менеджерам, которые занимаются организацией и управлением системой поставок, нередко приходится сталкиваться с проблемой прогнозирования спроса.

На сегодняшний день существует множество программных разработок с технологией прогнозирования, но на практике они, к сожалению, не всегда доступны рядовому пользователю. Между тем большинство задач прогнозирования спроса можно достаточно успешно решать, используя методы исследования операций,

теорию игр, регрессионный и трендовый анализ. На сегодняшний день существует порядка двухсот различных методов построения прогнозных моделей, основными характеристиками которых принято считать точность и достоверность прогноза, а также ошибку прогноза [3].

Для процессов с изменяющейся тенденцией наилучший результат прогноза дают адаптивные модели, к которым можно отнести, например, модель Брауна, модель Хольта и т.д. [4–7]. Трендовый подход в прогнозировании предполагает экстраполяцию выровненных значений динамического временного ряда прогнозируемого показателя, т.е. перенос сложившихся в прошлом тенденций прогнозируемого показателя на будущее его развитие. Надежность прогнозов при этом зависит от устойчивости тенденции изменения спроса, которая может нарушаться в условиях кризисного развития экономики.

### Анализ рынка продаж новых легковых и легких коммерческих автомобилей в России

Рассмотрим рынок продаж новых легковых и легких коммерческих автомобилей в России за последние 10 лет. На сегодняшний день ситуация с продажами остается нестабильной, несмотря на то, цены сохраняют свою устойчивость и большинство дилеров предоставляют своим клиентам гибкую систему скидок. Согласно статистике Ассоциации европейского бизнеса (АЕБ) [1], продажи новых легковых и легких коммерческих автомобилей в России в июле 2016 г. сократились на 16,54%, или 21677 штуки по сравнению с июлем 2015 г. В целом, за январь – июль 2016 года по сравнению с аналогичным периодом 2015 г. объем продаж сократился на 14,58%, или 133152 штуки.

Два экономических кризиса, которые Россия пережила в 2008 и 2014 г. не могли не повлиять и на рынок продаж автомобилей. Самой печальной потерей кризиса 2014 года стал российский рубль. В целом за год девальвация составила 72%. Для сравнения: в 2008 г. рубль обесценился на 20%. Еще одним из неприятных результатов кризисов 2008 и 2014 г. стало снижение покупательской способности населения. На рис. 1, отражающем объемы реализации новых легковых и легких коммерческих автомобилей в России, в периоды с мая 2008 г. по январь 2010 г. и с октября 2012 г. по настоящее время можно наблюдать отрицательную динамику. Хотя показатели января не являются надежным индикатором для остальных месяцев года, нельзя не отметить, что рынок

продаж в январе 2016 г. снизился практически до уровня января 2010 г. Однако в период с января 2010 г. по июнь 2012 г. наблюдается тенденция к увеличению объемов реализации новых легковых и легких коммерческих автомобилей, чего нельзя сказать о текущем 2016 г.

Экономический кризис 2008 г. был достаточно краткосрочным, уже к концу 2009 г. покупательская способность населения восстановилась. По мнению экспертов, кризис 2014 г. обещает быть более продолжительным. Как видно из рис. 1, в 2016 г. не наблюдается тенденция ни к росту, ни к снижению объемов продаж новых легковых и легких коммерческих автомобилей. Поэтому построение модели для получения прогноза объемов реализации на оставшийся период 2016 г. является достаточно актуальной задачей.

### Аддитивная модель временного ряда динамики продаж новых легковых и легких коммерческих автомобилей в России

Исходные данные объемов реализаций новых легковых и легких коммерческих автомобилей представлены в форме временного ряда. Для определения его структуры построим автокорреляционную функцию. По виду графика, изображенного на рис. 2, делаем вывод о том, что представленный временной ряд динамики продаж содержит сильную нелинейную тенденцию и обладает сезонностью с периодом 12 месяцев. Поэтому для моделирования динамики объемов продаж будем строить аддитивную модель временного ряда.



Рис. 1. Объемы реализации новых легковых и легких коммерческих автомобилей в России

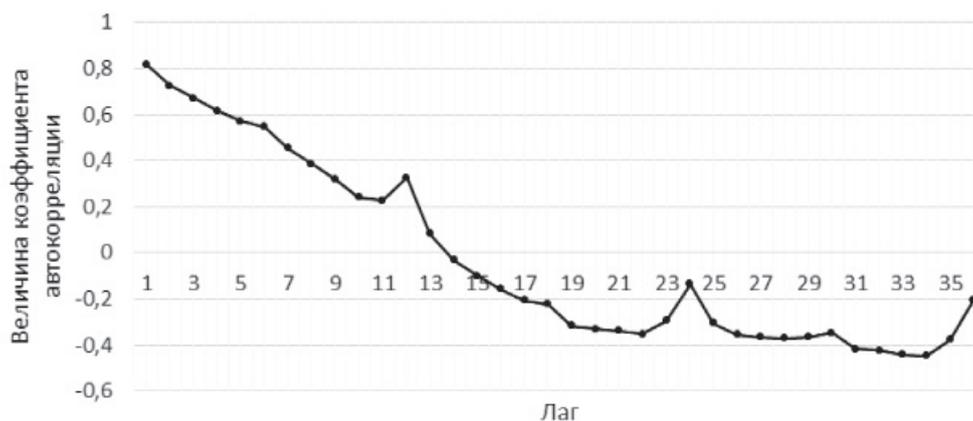


Рис. 2. Автокорреляционная функция временного ряда объемов продаж новых легковых и легких коммерческих автомобилей в России

Таким образом, уровни временного ряда динамики продаж новых легковых и легких коммерческих автомобилей в России  $\hat{y}_t$  можно представить в виде суммы его основных компонент:  $T$  – тренда,  $S$  – сезонной составляющей и случайной составляющей  $E$ , которая является результатом воздействия множества случайных факторов, т.е.

$$\hat{y}_t = T + S + E. \quad (1)$$

Процесс построения модели временного ряда  $\hat{y}_t$  включает следующие шаги [2, 3]:

1. Выравнивание исходного временного ряда методом скользящей средней с периодом усреднения 12.

2. Расчет сезонной компоненты  $S_p$ ,  $i = 1, 2, \dots, 12$ , устранение ее из исходных уровней временного ряда и получение выровненных значений  $T + E$ .

3. Аналитическое выравнивание уровней  $T + E$  и расчет значений  $T$  с использованием полученного уравнения тренда.

4. Расчет полученных по модели значений  $T + S$ .

5. Расчет абсолютных или относительных ошибок модели.

При практической реализации данного подхода сталкиваемся со сложностью проведения аналитического выравнивания ряда  $T + E$  с помощью уравнения тренда. Анализ автокорреляционной функции показал наличие сильной нелинейной тенденции. Однако уравнение полиномиального тренда оказывается недостаточно надежным. Поэтому полагаем, что уравнение тренда может быть представлено функцией следующего вида:

$$T(t) = (a_0 + a_1 t + \dots + a_k t^k) e^{-bt}.$$

Полагая  $k = 8$  методом наименьших квадратов, находим коэффициенты уравнения регрессии, наилучшим образом аппроксимирующие фактические данные, т.е. уравнение тренда принимает вид

$$T(t) = (84179,79188 + 38644,93711t - 2138,52857t^2 + 21,78202t^3 + 1,03712t^4 - 0,03168t^5 + 0,000356t^6 - 0,183102 \cdot 10^{-5}t^7 + 0,36 \cdot 10^{-8}t^8) e^{-0,005t}. \quad (2)$$

Поскольку величина индекса корреляции полученного нелинейного уравнения тренда достаточно велика ( $R = 0,7994$ ), то уравнение (2) можно считать достаточно надежным. Для проверки статистической значимости уравнения нелинейной регрессии в целом находим  $F$ -критерий Фишера:

$$F = \frac{R^2}{1 - R^2} \cdot \frac{n - m - 1}{m} = \frac{0,7994^2}{1 - 0,7994^2} \cdot \frac{115 - 9 - 1}{9} = 20,65271.$$

Так как  $F > F_{\text{табл}} = 2,03$ , то с вероятностью  $1 - \alpha = 0,95$  делаем вывод о статистической значимости уравнения в целом. Таким образом, получаем аддитивную модель уровней временного ряда динамики продаж новых легковых и легких грузовых автомобилей в России. График полученной модели временного ряда представлен на рис. 3.

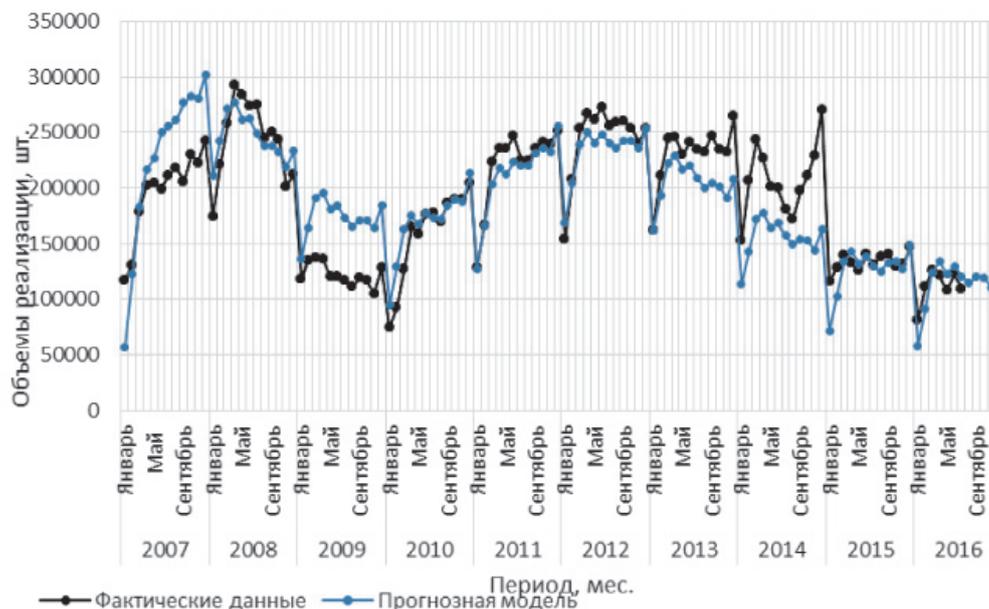


Рис. 3. График аддитивной модели уровней временного ряда динамики продаж новых легковых и легких грузовых автомобилей в России

Оценим пригодность построенной модели, вычислив ошибки модели. Среднеквадратическая ошибка и средняя абсолютная относительная ошибка построенной аддитивной модели соответственно равны

$$\sigma(E) = \frac{\sum (y_t - \hat{y}_t)^2}{\sum (T + S)^2} \cdot 100\% = 2,91\%$$

и

$$O = \frac{1}{n} \sum \frac{|y_t - \hat{y}_t|}{y_t} = 0,1483.$$

Величина полученных ошибок позволяет сделать вывод о том, что построенная аддитивная модель хорошо аппроксимирует фактические данные и является предпосылкой для построения прогнозов высокого качества.

#### Модель Хольта – Уинтерса динамики продаж новых легковых и легких грузовых автомобилей в России

Одним из самых простых адаптивных методов краткосрочного прогнозирования необратимых процессов является метод экспоненциального сглаживания Брауна, идея которого заключается в определении очередного прогнозного значения через предыдущее спрогнозированное значение, скорректированное на величину отклонения фактического значения от прогнозного [4]. Модель Хольта – Уинтерса [7] является модификацией метода Хольта [5] и применяется для прогнозирова-

ния временных рядов, в структуре которых имеется сложившийся тренд и сезонность. Данная модель является трехпараметрической и учитывает сглаженный экспоненциальный ряд, тренд и сезон и состоит из системы рекуррентных уравнений:

$$\begin{cases} L_t = \alpha \frac{y_t}{S_{t-s}} + (1-\alpha)(L_{t-1} + T_{t-1}); \\ T_t = \beta(L_t - L_{t-1}) + (1-\beta)T_{t-1}; \\ S_t = \gamma \frac{y_t}{L_t} + (1-\gamma)S_{t-s}, \end{cases} \quad (3)$$

где  $\alpha \in [0; 1]$ ;  $\beta \in [0; 1]$ ;  $\gamma \in [0; 1]$  – константы сглаживания;  $L_t$ ,  $L_{t-1}$  – сглаженная величина фактических значений на текущий и предыдущий периоды соответственно;  $T_t$ ,  $T_{t-1}$  – значение тренда на текущий и предыдущий периоды соответственно;  $S_t$ ,  $S_{t-s}$  – величина сезонности для текущего периода и за этот же период в предыдущем сезоне соответственно.

Для первого периода экспоненциально сглаженный ряд равен первому значению ряда:  $L_1 = y_1$ . Сезонность в первом и втором периоде равна 1:  $S_{t-s} = 1$ . Значение тренда для первого периода равно 0:  $T_1 = 0$ . Тогда прогноз на  $p$  периодов равен

$$\hat{y}_{t+p} = (L_t + pT_t)S_{t-s+p}, \quad (4)$$

где  $S_{t-s+p}$  – значение сезонной компоненты за этот же период в последнем сезоне.

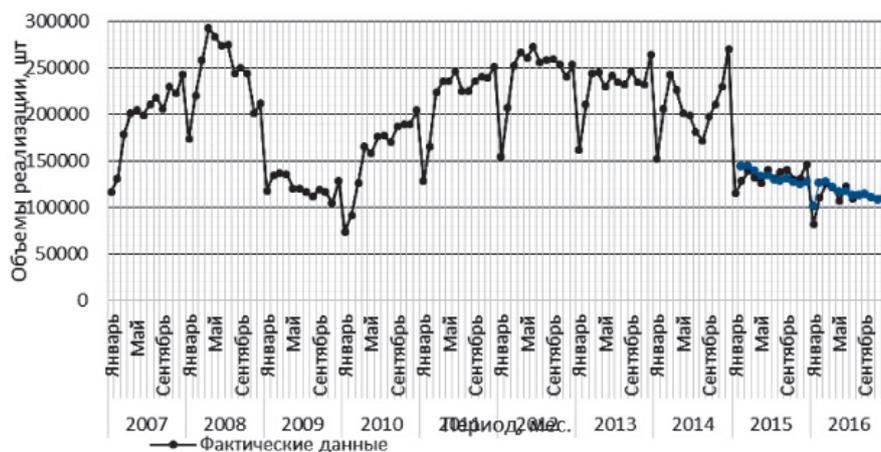


Рис. 4. График модели Хольта – Уинтерса уровней временного ряда динамики продаж новых легковых и легких грузовых автомобилей в России

Для построения прогноза динамики продаж новых легковых и легких грузовых автомобилей в России на 2016 год в качестве начального значения выберем данные об объемах продаж в феврале 2015 года, для которого будем полагать  $p = 1$ . Подберем константы сглаживания  $\alpha \in [0; 1]$ ;  $\beta \in [0; 1]$ ;  $\gamma \in [0; 1]$  таким образом, чтобы минимизировать среднюю абсолютную относительную погрешность прогноза. Для исходных данных уровней рассматриваемого временного ряда получаем  $\alpha = 0,956221$ ,  $\beta = 0,0022474$ ,  $\gamma = 1$ . При этом средняя абсолютная относительная ошибка модели Хольта – Уинтерса равна

$$O = \frac{1}{n} \sum \frac{|y_t - \hat{y}_t|}{y_t} = 0,0668,$$

что говорит о высоком качестве прогноза. Результат моделирования (3) и построения прогноза (4) представлен на рис. 4.

### Выводы

Построенные модели прогноза динамики продаж новых легковых и легких грузовых автомобилей в России отличаются высокой точностью и в полной мере отражают экономические тенденции, определяющие объёмы продаж. Согласно построенным моделям, общий объем проданных автомобилей за 2016 г. составит 1374289 штук для аддитивной модели временного ряда и 1383332 штуки для модели Хольта – Уинтерса. Обе построенные модели прогноза отмечают снижение объемов продаж в 2016 г. по сравнению с 2015 г. на 14,16 и 13,6% соответственно. По консолидированным прогнозам членов АЕБ на 2016 г. ожидается достичь продаж на уровне 1,53 млн автомобилей и остановить падение на отметке 5% по сравнению с предыдущим 2015 г. [1]. Однако полученные прогнозы на оставшийся период 2016 г.

при оптимистичном развитии ситуации на рынке вряд ли позволят достичь уровня планируемых показателей. Для учёта новых экономических тенденций рекомендуется регулярно проводить мониторинг фактических данных, добавляя их в имеющуюся статистическую базу, и уточнять прогнозные модели.

### Список литературы

1. Ассоциация «Российские автомобильные дилеры». Статистика и аналитика: АЕБ [Электронный ресурс]. – Режим доступа: [http://www.asroad.org/category\\_s/aeb/](http://www.asroad.org/category_s/aeb/) (дата обращения 07.09.2016).
2. Дуброва Т.А., Архипова М.Ю. Статистические методы прогнозирования в экономике: учеб. пособие, практикум, тесты, программа курса. – М.: МЭСИ, 2004. – 136 с.
3. Светульников С.Г. Методы маркетинговых исследований: учеб. пособие. – СПб.: Изд-во «ДНК», 2003. – 352 с.
4. Brown R.G. Statistical forecasting for inventory control, 1959.
5. Holt C.C. Forecasting seasonal and trends by exponentially weighted moving averages. O.N.R. Memorandum, Carnegie Inst. of Technology. – 1957. – № 2.
6. Hyndman et. al. Forecasting with Exponential Smoothing: A State Space Approach. – Springer, 2008. – 162 p.
7. Winters P.R. Forecasting sales by exponentially weighted moving averages // Management Science. – 1960. – Vol. 6. – № 3.

### References

1. Asociacija «Rossijskie avtomobilnye dilery». Statistika i analitika: AEB [website]. URL: [http://www.asroad.org/category\\_s/aeb/](http://www.asroad.org/category_s/aeb/) (07.09.2016).
2. Dubrova T.A., Arhipova M.J. Statisticheskie metody prognozirovanija v jekonomike: uceb. posobie, praktikum, testy, programma kursa. M.: MESI, 2004. 136 p.
3. Svetunkov S.G. Metody marketingovyh issledovanij: Uceb. posobie. SPb.: izd-vo «DNK», 2003. 352 p.
4. Brown R.G. Statistical forecasting for inventory control, 1959.
5. Holt C.C. Forecasting seasonal and trends by exponentially weighted moving averages. O.N.R. Memorandum, Carnegie Inst. of Technology. 1957. no. 2.
6. Hyndman et. al. Forecasting with Exponential Smoothing: A State Space Approach. Springer, 2008. 162 p.
7. Winters P.R. Forecasting sales by exponentially weighted moving averages // Management Science. 1960. Vol. 6. no. 3.