

7. Доверительный интервал прогноза получаем по формуле:

$$y_{t+\tau} \pm t_{\alpha} \hat{\sigma} \sqrt{\frac{\alpha \left[1 + 4(1-\alpha) + 5(1-\alpha)^2 + 2\alpha(4-3\alpha)\tau + 2\alpha^2\tau^2 \right]}{(2-\alpha)^3}} = y_{23} \pm 1388605,018$$

Прогноз выдачи ипотечных кредитов на декабрь 2012 г. равный 2920573,99 долл. будет находиться в

пределах от 1531968,980 до 4309179,015 (рис.2).

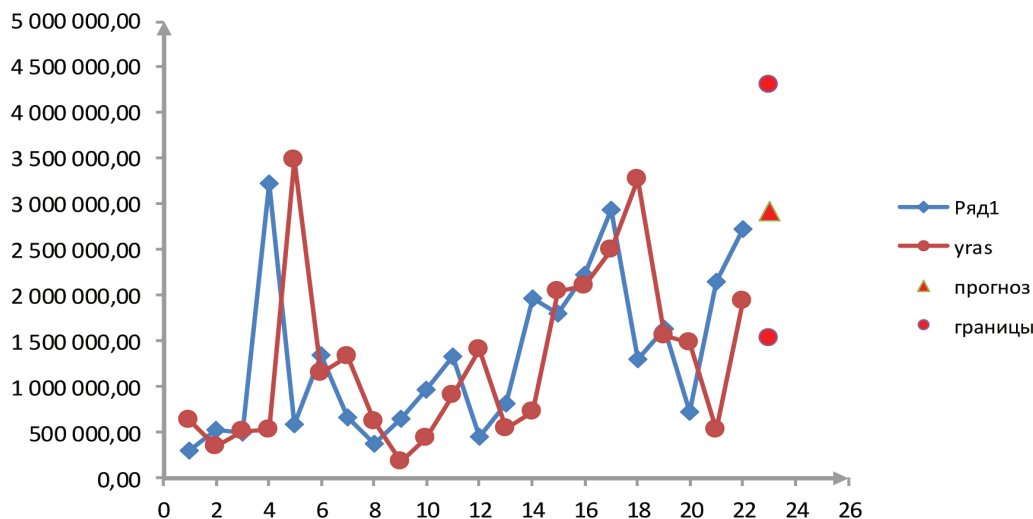


Рис. 2. Исходные данные, результаты моделирования и прогнозирования по линейной модели Брауна

Полученный прогноз выдач составил 3 106 тыс. долларов США.

Полученные прогнозы, практически, соответствуют планам банка по выдачам ипотечных кредитов в 2013 году. На ежемесячной основе планируется выдавать по 3 000 тыс. долларов США. Также прогноз подтвержден фактическим объемом выдач кредитов в декабре 2012 года, который составил 2 954 тыс. долларов США.

При попытке построить прогноз, используя данные следующих месяцев, выяснилось, что наиболее подходящей является модель авторегрессии проинтегрированного скользящего среднего Бокса-Дженкинса (АРИСС) [3].

Полученный по ней прогноз выдач на февраль 2013 г. составил 2632 тыс. долларов США, фактические данные – 2820 тыс. долларов. Точность прогноза достаточно хорошая – ошибка меньше 7% [3, с. 177].

Ушедший год был очень неплохим для российской ипотеки. Несмотря на рост ставок, заемщики активно брали кредиты. По прогнозам аналитиков на 2014 год ипотечное кредитование будет продолжать наращивать темпы. Официальные прогнозы Минэкономразвития не предполагают резкого роста экономики страны на 2014 год, в то же время, и каких-то катастроф не прогнозируется. Вместе с тем, процесс развития ипотеки зависит от макроэкономических факторов и положения дел в мировой экономике и экономике России.

Список литературы

1. Орлова И.В., Половников В.А. Экономико-математические методы и модели: компьютерное моделирование: учебное пособие: для студентов высших учебных заведений, обучающихся по специальности "Статистика" и другим экономическим специальностям / И. В. Орлова, В. А. Половников. Сер. Вузовский учебник (3-е изд., перераб. и доп.) М.: Вузовский учебник: ИНФРА-М, 2011. – 389 с.
2. Орлова И.В. Экономико-математическое моделирование: Практическое пособие по решению задач. – 2-е изд., испр. и доп. М.: Вузовский учебник: ИНФРА-М, 2012. – 140 с.

3. Орлова И.В., Турундаевский В.Б. Краткосрочное прогнозирование ипотечного кредитования / Экономика, статистика и информатика. Вестник УМО. 2013. № 6. С. 175-177.

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ СТОИМОСТИ АВТОМОБИЛЯ TOYOTA CAMRY НА ВТОРИЧНОМ РЫНКЕ, ПРИМЕР, РАСЧЕТЫ

Прус Я.А., руководитель Орлова И.В.

Финансовый университет при Правительстве Российской Федерации, Москва, Россия

Введение

Данная работа посвящена анализу предложений на автомобиль Toyota Camry на вторичном рынке, выявления тенденций, а также прогнозирования стоимости на конкретное авто с заданными значениями факторов. Эта задача представляет интерес и актуальна для дилеров, автосалонов, для оценки и назначения адекватной цены на авто.

Целью работы является проведение анализа предложений автомобиля Toyota Camry, полученное с сайта auto.ru по состоянию на 17.12.2013. По этим данным будет построена регрессионная модель, а также произведена оценка качества модели. Для выполнения исследования использовался программный продукт Microsoft Excel.

Результирующей (эндогенной) переменной будем считать *стоимость автомобиля*.

Факторы выбраны следующие: возраст автомобиля, пробег (км), количество владельцев, тип коробки – фиктивная переменная (0 – автомат, 1 - механика), тип салона – фиктивная переменная (0 – ткань, 1 - кожа), наличие легкосплавных дисков – фиктивная переменная (0 – нет в комплекте в предложении, 1 – есть в комплекте), наличие люка – фиктивная переменная (0 – нет, 1 – есть).

Исходные данные получены с сайта auto.ru по состоянию на 17 декабря 2013 года – были выбраны

предложения автомобиля Toyota Camry модификации 2,4i 2011 -2013 годов выпуска. Получена выборка по 70 предложениям.

Реализация

Схема проведения количественной оценки взаимосвязей финансовых показателей при решении данной задачи будет выглядеть следующим образом:

1. Выбор факторов для регрессионного анализа.

1.1. Корреляционный анализ данных, включая проверку теста Фаррара- Глоубера на мультиколлинеарность факторов.

Получим матрицу коэффициентов парной корреляции для всех факторов а с помощью инструмента Корреляция из пакета Анализ данных в Excel.

Для выявления мультиколлинеарности факторов выполним тест Фаррара-Глоубера по факторам: возраст авто, пробег, количество владельцев, тип коробки, тип салона, наличие легкосплавных дисков, наличие люка.

Проверка теста Фаррара-Глоубера на мультиколлинеарность факторов включает несколько этапов, реализация которых представлена ниже:

1) Проверка наличия мультиколлинеарности всего массива переменных:

Построим матрицу межфакторных корреляций R и найдем её определитель $\det[R] = 0,075234492$ с помощью функции МОПРЕД.

Определитель матрицы R стремится к нулю, что позволяет сделать предположение об общей мультиколлинеарности факторов. Подтвердим это предположение оценкой статистики Фаррара-Глоубера.

Вычислим наблюдаемое значение статистики Фаррара – Глоубера по формуле:

$$FG = - \left(n - 1 - \frac{1}{6} (2k + 5) \right) * \ln \det[R]$$

где n = 70 – количество наблюдений (компаний); k = 7 – количество факторов (переменных анализа).

$$FG = - \left(70 - 1 - \frac{1}{6} (2 * 7 + 5) \right) *$$

$$\ln 0,075234492 = 157,3846837$$

Фактическое значение этого критерия FG сравниваем с табличным значением критерия χ^2 с

$$\frac{1}{2} \cdot k \cdot (k - 1) = \frac{1}{2} \cdot 7 \cdot (7 - 1) = 21$$

степенью свободы и уровне значимости $\alpha=0,05$. Табличное значение $\chi^2 = 32,67057334$ можно найти с помощью функции ХИ2ОБР. ХИ2.ОБР.ПХ(0,05; 21). Так как $FG > \chi^2$ ($157,38 > 32,67$), то в массиве объясняющих переменных существует мультиколлинеарность.

2) Проверка наличия мультиколлинеарности каждой переменной с другими переменными:

Вычислим обратную матрицу R^{-1} с помощью функции Excel МОБР.

Вычислим F-критерий

$$F_j = (c_{jj} - 1) \frac{n - k - 1}{k}, \text{ где } c_{jj} - \text{диагональные элементы матрицы } R^{-1}.$$

Фактические значения F-критериев сравниваются с табличным значением $F_{табл} = 2,175094$ при $v_1 = 7$ и $v_2 = n - k - 1 = 70 - 7 - 1 = 62$ степенях свободы и

уровне значимости $\alpha=0,05$, где k – количество факторов.

Так как все значения F-критериев больше табличного, то все исследуемые независимые переменные мультиколлинеарны с другими. Больше других влияет на общую мультиколлинеарность факторов фактор *возраст авто*, меньше – фактор *легкосплавные диски*.

3) Проверка наличия мультиколлинеарности каждой пары переменных

Вычислим частные коэффициенты корреляции

по формуле $r_{\bar{y}i} = \frac{-c_{ij}}{\sqrt{c_{ii} \cdot c_{jj}}}$, где c_{ij} – элементы матрицы R^{-1} . Матрицу коэффициентов частной корреляции $R_{частные}$ получим вручную с помощью Microsoft Excel.

Вычислим t-критерии по формуле

$$t_{ij} = \frac{r_{\bar{y}i}}{\sqrt{1 - r_{\bar{y}i}^2}} \sqrt{n - k - 1}$$

Фактические значения t-критериев сравниваются с табличным значением $t_{табл} = 1,98$ при степенях свободы $(n - k - 1) = 70 - 7 - 1 = 62$ и уровне значимости $\alpha=0,05$.

По результатам выполненных действий можно сделать вывод, что две пары факторов *возраст авто* и *пробег*, *возраст авто* и *тип салона* имеют высокую статистически значимую частную корреляцию, то есть являются мультиколлинеарными. Для того, чтобы избавиться от мультиколлинеарности, можно исключить одну из переменных коллинеарной пары. В паре *возраст авто* и *пробег* оставляем *возраст авто*, так как у нее меньше связи с другими факторами; в паре *возраст авто* и *тип салона* оставим оба фактора, с экономической и логической точки зрения.

Таким образом, в результате проверки теста Фаррара-Глоубера остается шесть факторов: *возраст авто*, *количество владельцев*, *тип коробки*, *тип салона*, *наличие легкосплавных дисков*, *наличие люка*.

Уточнение набора факторов, наиболее подходящих для регрессионного анализа, осуществим другими методами отбора.

1.2. Пошаговый отбор факторов методом исключения из модели статистически незначимых переменных.

В соответствии с общим подходом, пошаговый отбор следует начинать с включения в модель всех имеющихся факторов, то есть в нашем случае с семифакторной регрессии. Но мы не будем включать в модель факторы из заранее известных коллинеарных пар (в связи с наличием коллинеарности ранее были исключены из рассмотрения *пробег*). Таким образом, пошаговый отбор факторов начнем с шестифакторного уравнения.

Статистически незначимыми ($t_{табл} < |t_{ij}|$) оказался фактор *легкосплавные диски*. На следующем этапе пошагового отбора удаляем статистически незначимый фактор с наименьшим значением t-критерия, то есть фактор *количество владельцев*.

Аналогично поступаем до тех пор, пока не получим уравнение, в котором все факторы окажутся статистически значимыми. Из модели исключены последовательно факторы: количество владельцев, наличие люка, тип коробки.

Таким образом, в результате пошагового отбора получено двухфакторное уравнение регрессии, все коэффициенты которого (кроме свободного члена) значимы при 5%-ном уровне значимости, вида $Y = 904062,3 - 62052 X_1 + 60216 X_2$, где

X_1 – возраст авто, X_2 – тип салона (1 – кожа, 0 – ткань).

Экономический смысл коэффициентов уравнения: при увеличении возраста автомобиля на 1 год стоимость его уменьшается в среднем на 62062 р., кожаный салон в сравнении с велюровым добавляет к стоимости 60216 р.

2. Оценка качества модели регрессии. Проверка статистической значимости уравнения с помощью F-критерия Фишера.

Расчетное значение F-критерия Фишера можно найти в регрессионном анализе.

$F_{\text{табл}}(0.05; 70 - 3 - 1 = 66) = 2,75548072$. Так как $F_{\text{табл}} < F$, то уравнение двухфакторной регрессии статистически значимо на 95% уровне значимости. Таким образом, связь стоимости с включенными в модель факторами существенна.

3. Оценка уровня точности модели.

Уровень точности модели характеризует степень отклонения в среднем фактических значений результирующей переменной *стоимость авто* от ее значений, полученных по модели регрессии (*предсказанных*). Для оценки уровня точности используются различные ошибки: средняя относительная, стандартная и другие.

Стандартная ошибка модели

$$S_e = \sqrt{S_e^2} = \sqrt{\frac{\sum e_i^2}{n - k - 1}}$$

выводится в первой таблице «Регрессионная статистика» отчета по регрессионному анализу.

Точность модели тем лучше, чем меньше ее стандартная ошибка (это же имеет место и при использовании для оценки уровня точности других видов ошибок). Однако, понятие «чем меньше» является относительным и зависит от порядка чисел, представляющих данные задачи. Поэтому модель считается точной, если стандартная ошибка модели S_e меньше стандартной ошибки (среднеквадратического отклонения) результирующего признака

$$Y \quad S_Y = \sqrt{S_Y^2} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \cdot \sum (Y_i - \bar{Y})^2}$$

Стандартную ошибку S_Y легко найти в Excel с помощью статистической функции СТАНДОТКЛОН.

В нашем случае стандартная ошибка модели $S_e = 45491,53$, а среднеквадратическое отклонение (или стандартная ошибка) ЧП $S_Y = 80815,45939$. Так как $S_e < S_Y$, то трехфакторная модель регрессии является точной.

Заключение

Итак, в данной работе проведен анализ предложений автомобиля Toyota Camry на вторичном рынке. В процессе решения поставленной задачи была построена регрессионная модель.

Методом пошагового отбора были получены только статистически значимые факторы. В частности, из решения задачи можно сделать вывод, что пробег не оказывает влияния на стоимость автомобиля. Полученное регрессионное уравнение позволяет сделать вывод: как изменится в цене автомобиль с кожаным салоном в отличие от автомобиля с тканевым; насколько в среднем автомобиль потеряет в цене при увеличении возраста.

Полученные данные могут быть использованы автомобильными дилерами для назначения адекватной цены своим предложениям.

Список литературы

1. <http://www.auto.ru>

2. Экономико-математические методы и модели: компьютерное моделирование: Учеб. пособие / И.В. Орлова, В.А. Половников – М.: Вузовский учебник, 2011.

3. Многомерный статистический анализ в экономических задачах: компьютерное моделирование в SPSS: Учебное пособие / Под ред. И.В. Орловой. – М.: Вузовский учебник, 2009. – 309.

ФИНАНСОВОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ПРИ РЕАЛИЗАЦИИ ИНФРАСТРУКТУРНЫХ ПРОЕКТОВ (НА ПРИМЕРЕ ОПТИМИЗАЦИИ СТРАТЕГИИ ФИНАНСИРОВАНИЯ ПРОЕКТА РЕКОНСТРУКЦИИ МОСКОВСКОГО ЗАПАДНОГО РЕЧНОГО ПОРТА)

Рытиков С.А., Богданов А.В., Кулаков А.Д.

Финансовый университет при Правительстве Российской Федерации, Москва, Россия

На фоне восстановления после мирового финансового кризиса переход к инновационному сценарию развития российской экономики возможен через стимулирование инфраструктурных проектов. По данным Всемирного банка именно инфраструктура на 40% определяет конкурентоспособность экономики. Согласно Стратегии-2020 результатами инфраструктурных преобразований должны стать повышение энергоэффективности экономики, формирование конкурентоспособной транспортной инфраструктуры; переход к новой модели пространственного развития российской экономики (создание сети территориально-производственных кластеров и рекреационных зон); активное использования механизмов государственно-частного партнерства; создание новых рабочих мест и др. [1]

Инфраструктурные проекты характеризуются значительными капитальными вложениями, длительным сроком реализации, высокими рисками, и как следствие, сложностью привлечения финансовых ресурсов. В этой связи становится актуальным применение современных методов математического моделирования и специальных инструментальных средств для подбора оптимальной схемы финансирования таких проектов.

Выбор математической модели и инструментального средства. При выборе адекватной математической модели авторы остановились на моделях одновременного (синхронного, совместного) инвестиционного и финансового планирования на основе задачи линейного программирования. Л. Крушвиц в [2] указывает на следующие преимущества подобных моделей: «Опасности того, что мы при (изолированном или) последовательном планировании в конце концов примем лишь субоптимальные решения, можно избежать только с помощью перехода к (интегрированному или) одновременному планированию». Данные модели учитывают нелокальный характер критерия финансовой реализуемости: для того, чтобы убедиться в финансовой реализуемости проекта, недостаточно иметь информацию о денежных потоках проекта – надо знать, каким будет финансовое положение фирмы, осуществляющей проект, на каждом шаге расчетного периода [3]. Данные модели были впервые предложены Дж. Дином, а в конце 1950-х – начале 1960-х годов получили развитие в работах П. Массе, Х. Альбаха, Г. Хакса и Х. Вейнгартнера. В работах Л. Крушвица, С. И. Шелобаева и А. В. Воронцовского описано использование таких моделей при оптимизации полного финансового плана проекта по различным критериям оптимальности [2, 4, 5].

При разработке математической модели авторы взяли за основу комплекс моделей, описанный в работах [6 – 9]. Комплекс позволяет производить оценку эффективности схемы финансирования инвестиционного проекта по различным критериям