УДК 339.138

ЭКСПЕРТНО-СТАТИСТИЧЕСКИЙ ПОДХОД К ОЦЕНКЕ ВОСТРЕБОВАННОСТИ НОВОГО ПРОДУКТА ПРЕДПРИЯТИЯ

Тинякова Виктория Ивановна,
доктор экономических наук, профессор кафедры информационных технологий и математических методов в экономике Воронежского государственного университета; tviktoria@yandex.ru;
Яньшина Инна Геннадьевна,
магистрант экономического факультета Воронежского государственного университета; inna1365@mail.ru

Обсуждается проблема прогнозной оценки востребованности нового продукта предприятия. Для ее решения предлагается экспертно-статистический подход, предусматривающий построение эконометрической модели бинарного выбора с использованием экспертной информации. Такой комбинированный подход естественным образом повышает степень обоснованности принимаемого решения о целесообразности включения нового продукта в ассортиментную линейку.

Ключевые слова: ассортимент, новый продукт, прогнозная оценка востребованности, экспертно-статистический подход

Формирование ассортимента – одно из важных направлений деятельности маркетинговых служб любого предприятия [2, 4]. Особенную значимость это направление приобретает в условиях конкурентного рынка, когда к товару со стороны потребителя предъявляются повышенные требования по качеству и ассортименту, и от эффективности работы предприятия с производимым товаром зависят все экономические показатели организации и рыночная доля. Как свидетельствует мировой опыт, лидерство в конкурентной борьбе получает тот, кто наиболее компетентен в ассортиментной политике, владеет методами ее реализации и может максимально эффективно ею управлять.

Под ассортиментом, как известно, понимается набор продуктов, предлагаемых предприятием потребителю, системно образованный по отношению к последнему, который обеспечивает максимальную кумулятивную прибыльность на заданном промежутке времени [3]. Одним из основных аспектов, отраженных в данном определении, является ориентированность ассортимента на потребителя, логичная в силу того, что реализация критерия прибыльности возможна только при востребованности покупателем предлагаемого ассортимента по количественной и качественной структуре.

По вполне очевидным причинам наибольшую сложность представляет прогнозная оценка востребованности новой продукции предприятия. Как правило, в таких случаях прибегают к методам интуитивного прогнозирования, общим недостатком которых является низкая точность получаемых оценок ввиду слабой разрешающей способности субъективных мнений экспертов.

Ниже предлагается подход, предусматривающий построение эконометрической модели бинарного выбора, в качестве независимых переменных которой используются результаты экспертного оценивания, а в качестве зависимой – переменная со следующим смыслом:

$$y = \begin{cases} 1, \text{ если новая продукция оказалась востребованной;} \\ 0 \text{ в противном случае.} \end{cases}$$

Данный подход, в конечном счете, повышает точность прогнозных расчетов, поскольку предполагает использование не только субъективных мнений экспертов, но и своеобразной статистической базы, содержащей информацию об ошибочности/правильности их мнений.

Прежде чем проиллюстрировать предлагаемый подход на примере прогнозной оценки востребованности новых глазированных сырков ТМ «Вкуснотеево», изложим теоретические основы построения эконометрической модели бинарного выбора.

Начнем с общих принципов построения моделей бинарного выбора [1], отличительной особенностью которых, как известно, является то, что зависимая переменная   принимает только два значения: 0 или 1.

Попытка применения линейной регрессии для рассматриваемого случая не имеет смысла, так как значения линейной формы принадлежат непрерывной количественной шкале, а переменная   изменяется дискретно. Поэтому для исследования статистической зависимости между бинарной переменной y и количественными данными X рекомендуется строить специальные регрессионные модели.

В настоящее время разрабатываются два подхода, позволяющих строить такие модели. В первом предусматривается построение линейной вероятностной модели. а во втором – нелинейных, получивших название логит- и пробит-моделей. Нас будут интересовать нелинейные модели. С их помощью зависимость устанавливается не между переменной y и набором данных X, а между вероятностью того, что i-е значение бинарной переменной равно 1 при условии x_i, т.е. между $P(y_i = 1 | x_i)$, и линейной формой $x_i b$. Однако следует заметить, что попытка получения непосредственного описания вероятности с помощью линейной формы вряд ли увенчается успехом, так как значение линейной функции может быть как отрицательным, так и превосходить единицу, что явно не согласуется с возможными значениями вероятности. Поэтому целесообразно для моделирования величин $P(y_i = 1 | x_i)$ использовать функции, областью значений которых является отрезок [0, 1], а линейная форма $x_i b$ играет роль аргумента в этих функциях, т.е. должна иметь место модель вида

$$P(y_i = 1 | x_i) = F(x_i b), \ i = \overline{1, n}. \qquad (1)$$

Чтобы запись модели в такой форме была корректной, функция должна удовлетворять следующим требованиям:

1) F(z) – монотонно возрастает по z;
2) $0 \le F(z) \le 1$;
3) $F(z) \to 1$ при $z \to \infty$;
4) $F(z) \to 0$ при $z \to -\infty$.

В практике решения прикладных задач в качестве F чаще всего используется логистическая функция

$$\Lambda(z) = \frac{1}{1+e^{-z}}, \qquad (2)$$

в силу чего зависимость называется логит-моделью.

Данная функция удовлетворяют всем четырем условиям, сформулированным выше, и, кроме того, являются симметричными относительно z=0, т.е. $\Lambda(-z) = 1 - \Lambda(z)$. Эти свойства значительно упрощают всевозможные преобразования тех выражений, в которых используются эти функции.

Модель бинарного выбора нелинейная, и поэтому ее параметры оцениваются с помощью метода максимального правдоподобия. Для выборочного множества наблюдений функция максимального правдоподобия записывается в виде

$$L(y, b) = \prod_{i=1}^{n} F(x_i b)^{y_i} \left[1 - F(x_i b)\right]^{1-y_i}. \qquad (3)$$

В данной форме записи множители произведения селектируются с помощью компонент вектора y, принимающих всего два значения 0 или 1.

Математически проще максимизировать логарифмическую функцию правдоподобия

$$ln L = \sum_{i=1}^{n} [\, y_i \, lnF(x_i b) + (1 - y_i) ln(1 - F(x_i b))]. \qquad (4)$$

Используя сокращенные записи $F_i = F(x_i b)$ и $F'_b(x_i b) = f_i$, выпишем для логарифмической функции правдоподобия условия максимизации первого порядка

$$\frac{\partial \, ln L}{\partial b} = \sum_{i=1}^{n} \left[\frac{y_i f_i}{F_i} + (1 - y_i) \frac{-f_i}{(1 - F_i)} \right] x'_i = 0. \qquad (5)$$

В случае логистической функции распределения эта система уравнений может быть упрощена

$$\sum_{i=1}^{n} (y_i - \Lambda_i) x_i = 0. \qquad (6)$$

В силу нелинейности для получения решения системы используются численные методы. Чаще других для этих целей используется метод Ньютона –

Рафсона. Можно также использовать метод Берксона, представляющий собой итерационную схему обобщенного метода наименьших квадратов. Подобного рода итерационные процедуры используются во многих статистических пакетах. В частности, возможность построения моделей бинарного выбора с использованием итерационной процедуры реализована, например, в пакете STATISTICA.

Пригодность модели в целом (адекватность) определяется с помощью предложенного МакФадденом индекса отношения правдоподобия

$$LRI = 1 - \frac{ln\,L(\hat{b})}{ln\,L(\hat{b}_0)}, \tag{7}$$

где $ln\,L(\hat{b})$ – максимальное значение логарифмической функции правдоподобия, достигаемое в точке, координаты которой равны оценкам параметров модели $\hat{b} = (\hat{b}_0, \hat{b}_1, \ldots, \hat{b}_m)$, а $ln\,L(\hat{b}_0)$ – значение логарифмической функции правдоподобия, вычисленное в предположении, что $b_1 = b_2 = \cdots = b_m = 0$. Во многих пакетах предусмотрен расчет этих значений функции правдоподобия.

В случае, когда все коэффициенты, кроме b_0, равны нулю, индекс отношения правдоподобия тоже равен нулю. Если же модель оказалась такой, что ее расчетные значения $\hat{y}_i = (F(x_i b)$ в точности совпадают с наблюдаемыми значениями y_i, т.е. имеют место только случаи или $\hat{y}_i = y_i = 1$, или $\hat{y}_i = y_i = 0$, то индекс $LRI = 1$. О такой модели принято говорить, что она совершенно согласована. В остальных случаях значение LRI заключено между 0 и 1, причем, чем больше совпадений между расчетными и фактическими значениями, тем ближе значение индекса к 1.

Проверка статистической значимости отдельных коэффициентов модели осуществляется с помощью статистики Вальда. Для вычисления ее значения необходимо иметь стандартные ошибки коэффициентов модели. Стандартные ошибки, как и в случае линейной регрессии, определяются по диагональным элементам ковариационной матрицы оценок $\hat{b}$. Корни квадратные из диагональных элементов этой матрицы S_{kk} являются стандартными ошибками соответствующих оценок $\hat{b}_k$. Их используют для получения статистики Вальда

$$w_k = \left(\frac{\hat{b}_k}{S_{kk}}\right)^2, \; k = 0,\ 1,\ \ldots\ m. \tag{8}$$

Обобщая все вышесказанное, рассмотрим алгоритм построения модели, позволяющей принимать решения по структуре вновь формируемого ассортимента, на конкретном примере. По замыслу, эта модель должна отражать зависимость востребованности товара от его таких характеристик, как соотношение «цена – качество», вкус, упаковка.

В табл. 1 представлены исходные данные для построения модели, отражающей зависимость y (востребованность/невостребованность глазированных сырков ТМ «Вкуснотеево») от факторов: x_1 (экспертная оценка соотношения «цена – качество» изделия, баллы), x_2 (экспертная оценка вкуса, баллы), x_3 (экспертная оценка упаковки, баллы). Заметим, что под «востребованной новой продукцией» нами понимается продукция, уровень продаж которой после выведения ее на рынок в течение года не опускался ниже минимально допустимого.

Таблица 1

Экспертные оценки и статистика их правдоподобности

№ п.п.	y	x_1	x_2	x_3	№ п.п.	y	x_1	x_2	x_3
1.	0	6	7	1	26.	0	4	3	4
2.	0	4	6	3	27.	0	5	4	1
3.	1	7	3	8	28.	1	5	9	10
4.	1	6	5	10	29.	1	10	8	7
5.	0	2	3	1	30.	1	7	9	9
6.	0	3	4	2	31.	1	6	10	8
7.	1	8	9	10	32.	1	9	8	6
8.	1	5	8	6	33.	0	8	1	5
9.	0	4	4	3	34.	1	9	6	8
10.	0	3	5	3	35.	1	3	10	9
11.	1	9	6	10	36.	1	7	8	10
12.	1	8	10	6	37.	1	10	5	7
13.	1	7	10	9	38.	1	9	6	8
14.	0	4	3	6	39.	0	2	4	3
15.	0	2	1	2	40.	0	4	6	10
16.	1	8	7	10	41.	1	10	5	8
17.	0	5	4	3	42.	1	9	6	1
18.	0	2	3	4	43.	1	5	9	10
19.	1	9	6	7	44.	0	2	4	3
20.	1	7	8	10	45.	1	7	8	10
21.	0	2	6	3	46.	1	10	5	7
22.	1	5	3	6	47.	0	6	4	2
23.	0	6	4	2	48.	0	8	5	6
24.	0	8	5	6	49.	1	10	6	4
25.	1	10	6	4	50.	1	5	9	10

По данным табл. 1 в системе STATISTICA была построена следующая модель:

$$P(\mathrm{y_i}=1|\mathrm{x_i})=\frac{e^{-11,0446+0,7785\mathrm{x_1}+0,6418\mathrm{x_2}+0,4797\mathrm{x_3}}}{1+e^{-11,0446+0,7785\mathrm{x_1}+0,6418\mathrm{x_2}+0,4797\mathrm{x_3}}}.$$

Анализ табл. 2 позволяет сделать вывод о том, что полученные оценки коэффициентов являются статистически значимыми (все стандартные ошибки меньше значений коэффициентов, а все вероятности ошибки меньше 0,05).

Таблица 2

Оценки коэффициентов модели и их характеристики

Оценки коэффициентов	Стандартные ошибки	Статистики Вальда	Вероятности
$\hat{b}_0 = -11{,}0446$	3,38390	10,6528	0,0010
$\hat{b}_1 = 0{,}7785$	0,3122	6,2158	0,0126
$\hat{b}_2 = 0{,}6418$	0,2995	4,5919	0,0321
$\hat{b}_3 = 0{,}4797$	0,2082	5,3077	0,0212

Из табл. 3 видно, что с достаточным уровнем надежности не удалось предсказать значение моделируемого показателя только для двух случаев, выделенных полужирным шрифтом.

Таблица 3

Фактические и предсказанные значения моделируемого показателя

№ п.п.	y	$\hat{y}$	№ п.п.	y	$\hat{y}$
1.	0	0,1976	26.	0	0,0165
2.	0	0,0665	27.	0	0,0162
3.	1	0,5420	28.	1	0,9683
4.	1	0,8365	29.	1	0,9946
5.	0	0,0008	30.	1	0,9890
6.	0	0,0055	31.	1	0,9798
7.	1	0,9968	32.	1	0,9815
8.	1	0,7029	33.	0	0,1448
9.	0	0,0193	34.	1	0,9746
10.	0	0,0169	35.	1	0,8836
11.	1	0,9901	36.	1	0,9870
12.	1	0,9887	37.	1	0,9647
13.	1	0,9941	38.	1	0,9746
14.	0	0,0420	39.	0	0,0041
15.	0	0,0003	40.	**0**	**0,6721**
16.	1	0,9887	41.	1	0,9778
17.	0	0,0412	42.	1	0,5726
18.	0	0,0035	43.	1	0,9683
19.	1	0,9597	44.	0	0,0041
20.	1	0,9870	45.	1	0,9870
21.	0	0,0148	46.	1	0,9647
22.	1	0,0872	47.	0	0,0548
23.	0	0,0548	48.	**0**	**0,7809**
24.	0	0,7809	49.	1	0,9248
25.	1	0,9248	50.	1	0,9683

Данные, представленные в табл. 4, позволяют рассчитать индекс отношения правдоподобия МакФаддена

$$LRI = 1 - \frac{ln\,L(\hat{b})}{ln\,L(\hat{b}_0)} = 1 - \frac{-9{,}7377}{-34{,}0146} = 0{,}7137 \ ,$$

значение которого свидетельствует об адекватности построенной модели.

Таблица 4

Тест правдоподобия 1-го типа

Максимальное правдоподобие	Хи-квадрат	Вероятности
-34,0146		
-22,1826	23,6640	0,000001
-13,1069	18,1514	0,000020
-9,7377	6,7383	0,009436

Полученная модель используется для принятия решения о включении в ассортиментную линейку новой товарной позиции с заданными товарными характеристиками. Например, вероятность того, что новый глазированный сырок ТМ «Вкуснотеево», товарные характеристики которого были оценены экспертами следующим образом: соотношение «цена – качество» – 6 баллов, вкус – 7 баллов, упаковка – 7 баллов, окажется востребованным, равна

$$P(y_i = 1 | x_i) = \frac{e^{-11{,}0446+0{,}7785\cdot 6+0{,}6418\cdot 7+0{,}4797\cdot 7}}{1+e^{-11{,}0446+0{,}7785\cdot 6+0{,}6418\cdot 7+0{,}4797\cdot 7}} = 0{,}74 \ .$$

Следовательно, новый продукт целесообразно включить в ассортиментную линейку, поскольку с вероятностью 0,74 он будет востребован на рынке.

Применение предлагаемой методики позволяет разрешить проблему отсутствия статистической информации о новом продукте и в тоже время дает количественное обоснование принимаемому решению, что естественным образом повышает его надежность.

Список источников

1. Давнис В.В. Прогнозные модели экспертных предпочтений [текст] / В.В. Давнис, В.И. Тинякова. – Воронеж: Воронеж.гос. ун-т, 2005. – 248 с.

2. Леонов А.И. Ассортиментная политика предприятия: сущность, содержание, структура [текст] / А.И. Леонов // Предпринимательство. – 2004. – № 3. – С. 98-108.

3. Маракулина И.В. Управление товарным ассортиментом (на примере Кировского рынка овощей) [текст] / Автореферат дис. … канд-та экон. наук: 08.00.05. – Киров, 2004. – 24 с.

4. Соловьев Б.А. Маркетинг [текст] / Б.А. Соловьев. – М.: Инфра-М, 2009. – 384 с.

EXPERT AND STATISTICAL APPROACH TO ESTIMATION OF DEMAND OF NEW PRODUCT OF ENTERPRISE

Tinyakova Viktoriya Ivanovna,
Dr. Sc. of Economy, Professor of the Chair of Information Technologies and Mathematical Methods in Economy of Voronezh State University; tviktoria@yandex.ru
Yanshina Inna Gennadyevna,
Candidate for a Master's Degree of Economic Faculty of Voronezh State University; inna1365@mail.ru

The problem of predictive estimate of demand of new product of enterprise is discussed. Expert and statistical approach that provides building of the econometrical model of binary choice with the usage of expert information is offered to solve the problem. This combined approach increases the degree of validity of a decision on practicability of inclusion a new product in product line.
Keywords: product line, new product, forecast estimation of demand, expert and statistical approach.