ВЕСТНИК ТОМСКОГО ГОСУДАРСТВЕННОГО УНИВЕРСИТЕТА
2021 Управление, вычислительная техника и информатика № 55

УДК 519.2
DOI: 10.17223/19988605/55/5

Ж.Н. Зенкова, У. Мусони, А.А. Андриевская

СТАТИСТИЧЕСКОЕ ОЦЕНИВАНИЕ ПОКАЗАТЕЛЕЙ ОБОРАЧИВАЕМОСТИ ОБОРОТНЫХ СРЕДСТВ С УЧЕТОМ ДОПОЛНИТЕЛЬНОЙ ИНФОРМАЦИИ О КВАНТИЛЕ

Предложен более точный подход к расчету показателей оборачиваемости оборотных средств предприятия с использованием дополнительной информации об известном квантиле заданного уровня функции распределения стоимости оборотных средств, основанный на модифицированной оценке математического ожидания, которая является несмещенной, асимптотически нормальной с дисперсией, в асимптотике не превосходящей дисперсию обычного выборочного среднего. С помощью имитационного моделирования исследовано поведение модифицированного среднего с учетом квантиля для малых объемов выборок, для ряда распределений показана достаточно большая скорость сходимости к асимптотическому результату; выявлено, что при малых объемах выборок и при уровне квантиля, близком к единице, а при нормальном распределении и близком к нулю, модифицированную оценку использовать не следует. Методика апробировалась на реальных данных. С помощью бутстреп-моделирования получены доверительные интервалы для средних значений показателей оборачиваемости.
Ключевые слова: дополнительная информация; квантиль; среднее с учетом квантиля; оборачиваемость.

Оборотные средства (ОС) любого производственного и торгового предприятия являются базовым источником его прибыли [1], именно благодаря успешному управлению ими можно существенно улучшить финансовые результаты предприятия [2], его рыночную стоимость [3], возврат инвестиций [4], сократить объемы складских запасов и помещений, а следовательно, себестоимость и конечные цены. Все это в значительной степени обусловливает важность максимально точного и адекватного расчета показателей оборачиваемости (ПО).

Существует ряд работ, в которых классическая система расчета ПО подвергается критике и модификации. В [5] авторы отмечают, что традиционный расчет коэффициента оборачиваемости (КО), не способен учесть колебаний их стоимости в течение рассматриваемого периода, и предлагают свой метод расчета на основе всех наблюдаемых значений ряда. В работах [6, 7] показано негативное влияние краткосрочных аномальных всплесков или падений спроса, которые рассматриваются как выбросы, для их ликвидации и получения более адекватной оценки использовалась урезанная оценка среднего. В [8] для анализа ПО привлекалась оценка среднего по интервальным данным с применением непараметрического алгоритма Тёрнбулла, что позволило максимально полно учесть всегда существующую на практике нестабильность текущего уровня ОС, например в течение месяца, когда фактически их уровень меняется в некоторых случайных пределах, а зафиксированные на конец месяца значения стоимости, используемые при подсчете классических ПО, никак не отражают внутримесячных колебаний. В [9] при расчете ПО учитывалась сезонность спроса на товары. В [10] рассмотрен способ расчета ПО по цензурированным справа данным, которые возникают в случае дефицита товара, когда все имеющиеся в наличии запасы одного или нескольких товаров были полностью распроданы и потребительский спрос не был удовлетворен в полной мере. Оценивание среднего уровня запаса осуществлялось с помощью непараметрической оценки Каплана–Мейера методом подстановки.

В работе предложен более точный способ расчета КО и оборота (О) с учетом дополнительной информации об известном квантиле заданного уровня функции распределения (ф.р.) стоимости оборотных средств с помощью модифицированной оценки среднего [11], которая является несмещенной, асимптотически нормальной с дисперсией, которая в асимптотике не превосходит дисперсию обычного выборочного среднего. С помощью имитационного моделирования исследована точность оценки для малых объемов выборок, показано, что для ряда распределений скорость сходимости среднеквадратической ошибки MSE (Mean Squared Error) к асимптотическому значению нормированной на объем выборки дисперсии достаточно высокая, однако при очень малых объемах выборок и значениях уровня квантиля, близких к единице, а в нормальном случае также и близких к нулю, модификацию лучше не использовать. Апробация модифицированной методики расчета осуществлялась на реальных данных о стоимости остатков запасов производственного предприятия.

1. Показатели оборачиваемости запасов

Классически показатели оборачиваемости рассчитываются следующим образом:

1) коэффициент оборачиваемости:

$$\text{КО} = \frac{TR}{\overline{X}}, \tag{1}$$

где TR – суммарный объем выручки за год (руб./год), $\overline{X}$ – средняя стоимость вложений в оборотные фонды (руб.). Коэффициент КО показывает, сколько раз в течение года возвращались вложенные в оборотные фонды инвестиции,

2) оборот

$$\text{О} = \frac{365}{\text{КО}} \tag{2}$$

позволяет определить, на сколько дней были заморожены вложения в размере $\overline{X}$, при этом именно значение $\overline{X}$ является для менеджеров предприятия основным ориентиром при планировании размеров кредитования или факторинга на период не менее чем О. Данные показатели анализируются в динамике и в сравнении, например, со «средним» или эталонным показателем по отрасли. Задача каждого предприятия – повысить значение КО и снизить О.

Заметим, что от того, каким образом будет рассчитан $\overline{X}$, во многом зависит конечный результат анализа оборачиваемости. В большинстве источников средний уровень стоимости ОС за период определяется как полусумма их стоимостей на начало и на конец рассматриваемого периода. В [5, 10] данный подход подвергся критике за очевидную неадекватность, так как он дает приемлемый результат, только если уровень стоимости ОС существенно не меняется в течение года, что практически не наблюдается на реально работающем предприятии, кроме, возможно, случаев, когда спрос на все товары предприятия достаточно стабилен, поставки осуществляются регулярно и часто, успешно внедрена система «точно в срок» и / или VMS (Vendor Management System) – система управления запасов поставщиком, что требует многолетней работы и тесного контакта с поставщиками [12]. Для устранения недостатков классической системы Жу Ку и Бинг Жао [5] предложили для оценивания $\overline{X}$ новую методику расчета, которая фактически сводится к вычислению обычного арифметического среднего значений ряда динамики, наблюдаемых не только в конце и начале, но и внутри рассматриваемого периода (года).

2. Показатели оборачиваемости с учетом квантиля

Рассмотрим $X_1, X_2, \ldots, X_N$ – стоимость ОС на начало i-го периода, N – количество рассматриваемых периодов в течение года (дни, недели, месяцы и пр.). Допустим, что это независимые, одинаково распределенные случайные величины с ф.р. $F(x)$. Тогда в качестве оценки средней стоимости ОС можно рассмотреть выборочное среднее

$$\overline{X} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} X_i. \tag{3}$$

Известно, что дополнительная информация позволяет сделать более точные расчеты статистических показателей, в том числе и среднего значения [11, 13–17]. В [11, 17] рассмотрена оценка

$$\overline{X}^q = \frac{1}{N(N-1)} \cdot \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1, i \neq j}^{N} X_i \cdot \left(1 - \frac{\left(I_{(X_i < x_q)} - q \right) \cdot \left(I_{(X_j < x_q)} - q \right)}{q(1-q)} \right), \tag{4}$$

позволяющая учесть информацию об известном квантиле ф.р. $F(x)$ (ниже x_q – известный квантиль заданного уровня q):

$$F\left(x_q\right) = q. \tag{5}$$

Заметим, что для задачи оценивания ПО дополнительная информация вида (5) может быть легко получена и иметь следующий вид: аналитикам предприятия известно, что, например, в течение года в 70% случаев стоимость вложений в оборотные средства на предприятии была меньше одного миллиона рублей (т.е. x_q = 1 млн руб., q = 0,7).

Оценка (4) является несмещенной, асимптотически нормальной с асимптотически нормированной на объем наблюдений дисперсией [11, 17]

$$\sigma_q^2 = \lim_{N \to \infty} N \cdot D\overline{X}^q = \sigma^2 - \frac{1}{q^2 (1-q)^2} \left(aq - \frac{1}{q} \int_{-\infty}^{x_q} x dF(x) \right)^2, \tag{6}$$

где $\sigma^2 = N \cdot D\overline{X}$, a – истинное значение среднего. Из (6) очевидно, что для достаточно больших объемов наблюдений N $\sigma_q^2 \leq \sigma^2$, следовательно, в силу несмещенности получим снижение нормированной на N среднеквадратической ошибки $N \cdot \mathrm{MSE}\left\{\overline{X}^q\right\} = N \cdot E\left(\overline{X}^q - a\right)^2$, что говорит о повышении точности оценивания среднего.

Заметим, что свойства оценки (4) в асимптотике совпадают со свойствами модифицированного с учетом квантиля среднего, рассмотренного в [16], которое вычисляется и является несмещенным, только если $\min\left\{X_1,..., X_N\right\} \leq x_q \leq \max\left\{X_1,..., X_N\right\}$. При этом преимуществом оценки (4) можно считать то, что она позволяет всегда учитывать дополнительную информацию вида (5), даже если $x_q < \min\left\{X_1,..., X_N\right\}$ или $x_q > \max\left\{X_1,..., X_N\right\}$.

Для случаев малых объемов выборок точность оценки (4) исследовалась с помощью имитационного моделирования, при этом достаточно высокая скорость сходимости при $N > 30$ наблюдалась для таких распределений, как равномерное, нормальное и экспоненциальное, при разных значениях параметров распределений и уровней квантиля. В качестве иллюстрации данного факта на рис. 1 приведены графики зависимости значений $N \cdot \mathrm{MSE}_M \left\{\overline{X}^q\right\}$ от N, при этом $\sigma_q^2 \approx 0{,}0365$ и $\sigma^2 \approx 0{,}0833$ для равномерной в (0,1) ф.р. $F(x) = R_{(0,1)}(x)$ при $x_q = q = 0{,}75$, значение $N \cdot \mathrm{MSE}\left\{\overline{X}^q\right\}$ получено путем имитационного моделирования с параметром $M = 10^5$. На рис. 2 приведены аналогичные графики $N \cdot \mathrm{MSE}_M \left\{\overline{X}^q\right\}$, $\sigma_q^2 \approx 0{,}364$ и $\sigma^2 = 1$ для стандартной нормальной ф.р. $F(x) = N_{(0,1)}(x)$ при $x_q = 0$, $q = 0{,}5$. Очевидно, что значение $N \cdot \mathrm{MSE}_M \left\{\overline{X}^q\right\}$ не превышает σ^2 и с ростом N убывает до σ_q^2. Моделирование также позволило обнаружить влияние вида распределения и параметра q на среднеквадратическую ошибку $N \cdot \mathrm{MSE}_M \left\{\overline{X}^q\right\}$ при малых объемах выборок (N < 20–30), при этом для стандартного нормального распределения $N \cdot \mathrm{MSE}_M \left\{\overline{X}^q\right\}$ в зависимости от q изменяется симметрично относительно медианы, а для равномерного и экспоненциального – несимметрично; аномально высокие значения $N \cdot \mathrm{MSE}_M \left\{\overline{X}^q\right\}$ выявлены при q, близких к 1, а для нормального распределения – и для q, близких к 0 (рис. 3–5). Данный факт позволяет сделать вывод, что модифицированную оценку вообще не следует применять при слишком малых объемах наблюдений $N < 10$; при отсутствии нормальности – при $10 \leq N \leq 20$ и значениях $q > 0{,}55$; при наличии нормальности – при $10 \leq N \leq 15$, $q < 0{,}15$ и $q > 0{,}85$. Выявленные особенности требуют дальнейшего исследования.

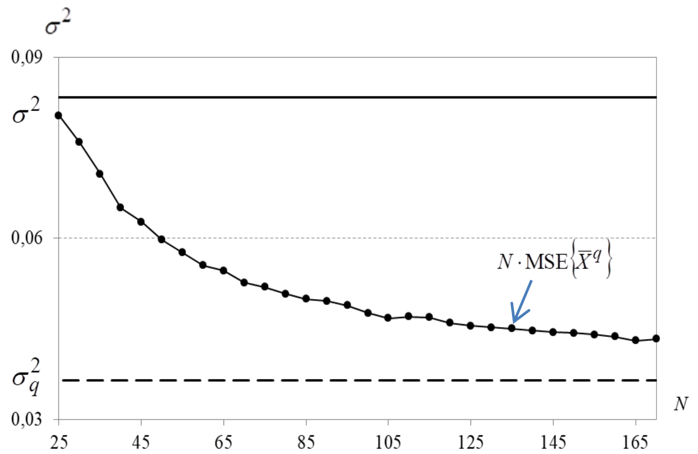

Рис. 1. График зависимости $N \cdot \text{MSE}_M\{\bar{X}^q\}$, σ_q^2 и σ^2 от N, $F(x) = R_{(0,1)}(x)$, $x_q = q = 0,75$

Fig. 1. Dependence of $N \cdot \text{MSE}_M\{\bar{X}^q\}$, σ_q^2 and σ^2 on N for $F(x) = R_{(0,1)}(x)$, $x_q = q = 0,75$

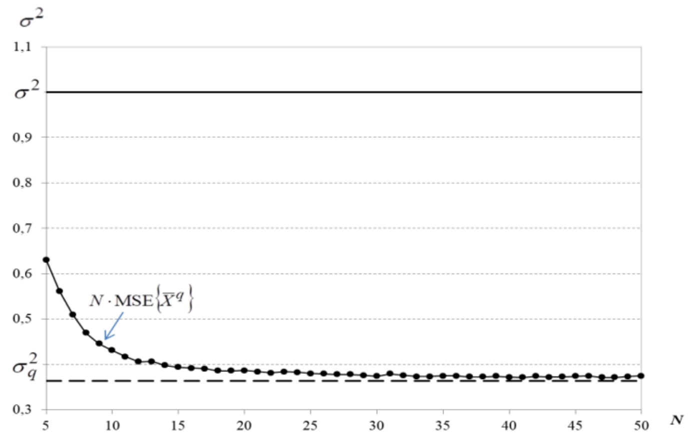

Рис. 2. График зависимости $N \cdot \text{MSE}_M\{\bar{X}^q\}$, σ_q^2 и σ^2 от N, $F(x) = N_{(0,1)}(x)$, $x_q = 0$, $q = 0,5$

Fig. 2. Dependence of $N \cdot \text{MSE}_M\{\bar{X}^q\}$, σ_q^2 and σ^2 on N for $F(x) = N_{(0,1)}(x)$, $x_q = 0$, $q = 0,5$

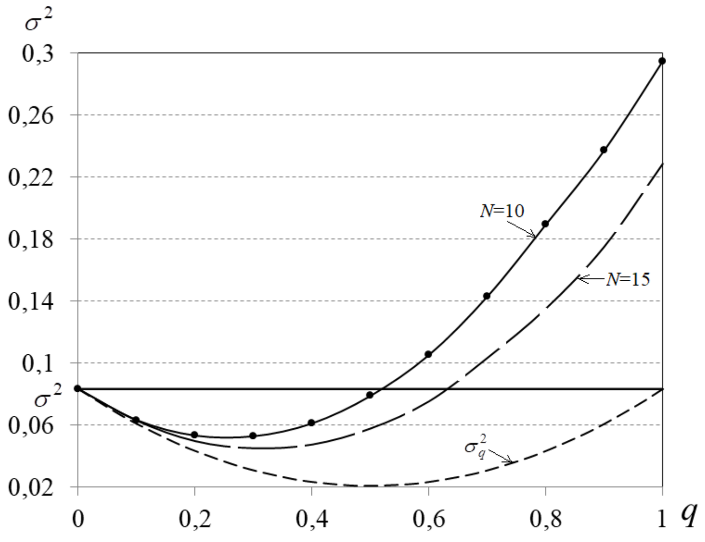

Рис. 3. График зависимости $N \cdot \text{MSE}_M\{\bar{X}^q\}$ для N = 10 и 15, σ_q^2 и σ^2 = 0,0833 от q, $F(x) = R_{(0,1)}(x)$

Fig. 3. Dependence of $N \cdot \text{MSE}_M\{\bar{X}^q\}$ for N = 10 and 15, σ_q^2 and σ^2 = 0,0833 on q for $F(x) = R_{(0,1)}(x)$

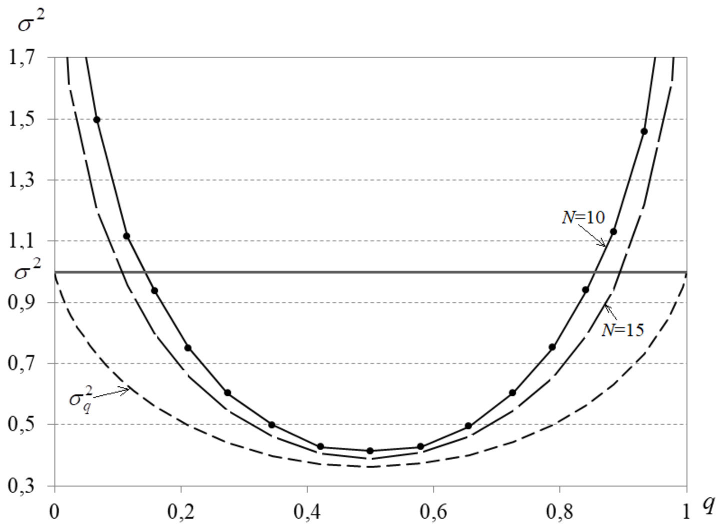

Рис. 4. График зависимости $N \cdot \mathrm{MSE}_M\left\{\overline{X}^q\right\}$ для N = 10 и 15, σ_q^2 и σ^2 = 1 от q, $F(x) = N_{(0,1)}(x)$

Fig. 4. Dependence of $N \cdot \mathrm{MSE}_M\left\{\overline{X}^q\right\}$ for N = 10 and 15, σ_q^2 and σ^2 = 1 on q for $F(x) = N_{(0,1)}(x)$

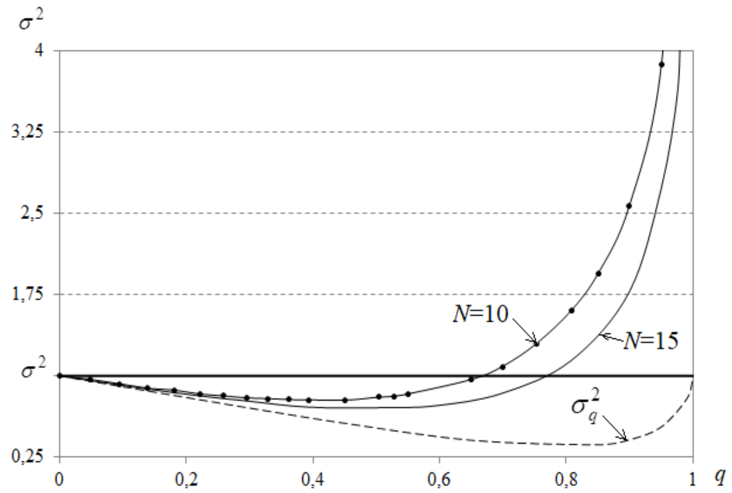

Рис. 5. График зависимости $N \cdot \mathrm{MSE}_M\left\{\overline{X}^q\right\}$ для N = 10 и 15, σ_q^2 и σ^2 = 1 от q, $F(x) = 1 - e^{-x}, x \geq 0$

Fig. 5. Dependence of $N \cdot \mathrm{MSE}_M\left\{\overline{X}^q\right\}$ for N = 10 and 15, σ_q^2 and σ^2 = 1 on q for $F(x) = 1 - e^{-x}, x \geq 0$

Таким образом, для достаточно больших объемов данных более точные показатели оборачиваемости с учетом квантиля могут быть рассчитаны с помощью следующих формул:

1) коэффициент оборачиваемости:

$$\text{КО}^q = \frac{TR}{\overline{X}^q}, \tag{7}$$

2) оборот:

$$\text{О}^q = \frac{365}{\text{КО}^q}. \tag{8}$$

Заметим, что на современных предприятиях системы учета позволяют использовать в анализе еженедельные и даже ежедневные данные о состоянии запасов, т.е. аналитики имеют доступ к выборкам очень больших объемов и могут применять данную методику, ориентируясь на асимптотические свойства новой оценки.

3. Апробация предложенной методики на реальных данных

Продемонстрируем работу классической и модифицированной систем расчетов ПО на реальных данных о стоимости остатков запасов предприятия за 12 месяцев, при этом количество наблюдений $N = 13$, так как стоимость учитывалась на первое число месяца, а последнее, 13-е значение, соответствует данным за последний рабочий день года. Это значение переносится затем на 1 января следующего года. Заметим, что выборка такого малого объема рассматривалась только для наглядности, но на практике детализация может быть куда больше, поскольку современные системы учета позволяют получать очень подробные отчеты о стоимости остатков запасов. В табл. 1 приведены данные о запасах и выручке производственного предприятия (см.: [15]).

Отметим, что, согласно критерию Шапиро–Уилка [18] с достигнутым уровнем значимости p-value = 0,338 данные являются нормально распределенными, выборочная оценка среднего $\overline{X} = 284\ 122{,}861$ тыс. руб., выборочная дисперсия S^2 = 84513,71 тыс. (руб.)^2. Гипотеза случайности (независимости) данных проверялась критерием Вальда–Вольфовитца [19] (принята на уровне значимости 0,05), гипотеза зависимости отвергнута с помощью критерия Бартлетта [20] на уровне значимости более 0,01.

Таблица 1

Данные о стоимости остатков запасов и выручки

Месяц	Выручка, тыс. руб./мес.	Стоимость запасов на начало месяца, тыс. руб.
Январь	343 281,9	157 188,79
Февраль	500 587,2	211 566,90
Март	627 897,5	218 691,46
Апрель	653 847,7	345 808,36
Май	694 879,0	317 601,25
Июнь	644 220,6	331 117,79
Июль	774 122,4	490 150,71
Август	584 331,7	278 853,91
Сентябрь	556 282,6	277 191,10
Октябрь	521 414,9	275 095,37
Ноябрь	478 678,3	186 046,09
Декабрь	760 155,2	297 387,90
Январь		306 897,56

Таким образом, согласно традиционной методике расчета КО = [25,13] = 25 раз/год, так как на практике рекомендовано ориентироваться на пессимистический результат, то округление производится вниз. При этом О = $\lceil 14{,}53 \rceil = 15$ дней, так как период возврата вложений рассчитывается в полных днях. В итоге можно сделать вывод, что предприятие в течение года каждые 15 дней суммарно 25 раз в год возвращало инвестиции в запасы размером $\overline{X} = 284\,122{,}861$ тыс. руб. Далее аналитиками предприятия была предоставлена информация о том, что в 22% случаев стоимость запасов в течение года не превышала уровня $x_q = 216\ 974{,}64$ тыс. руб. [24], т.е. известна дополнительная информация вида (5): $F(216\,974{,}64) = 0{,}22$. Это позволило переоценить среднюю стоимость запасов и показатели оборачиваемости: О^q = $\lceil 15{,}5 \rceil = 16$ дней, т.е. более точный способ расчета привел к более пессимистическому результату – для поддержания бесперебойной работы предприятие в среднем должно вкладывать в запасы на 6,91% больше денежных средств, вложения же возвращаются всего 23 раза в год при обороте уже в 16 дней.

Так как объем выборки $N = 13$ мал и не позволил использовать нормальность модифицированного среднего $\overline{X}^q$ для построения доверительных интервалов, то для более глубокого сравнительного анализа статистических характеристик показателей оборачиваемости с учетом и без учета дополнительной информации о квантиле применялся бутстреп-метод размножения выборок [20].

На рис. 5 приведены плотности бутстреп-распределений коэффициентов оборачиваемости КО и КО^q и соответствующие им графики подбора плотностей нормального распределения, параметр бутстреп-моделирования R = 10^5. Заметим, что бутстреп-распределение КО оказалось нормальным (гипотеза согласия проверялась с помощью χ^2-критерия с достигнутым уровнем значимости p-value $\approx$ 1), в то время как бутстреп-распределение КО^q ненормально, асимметрично с тяжелым правым хвостом (рис. 6). В табл. 2 представлены числовые характеристики бутстреп-распределений КО и КО^q (средние и моды), их доверительные интервалы с уровнем доверия γ = 0,9 (здесь для адекватности сравнения рассмотрены 5 000-я и 95 000-я порядковые статистики бутстреп-распределений КО и КО^q), а также соответствующие им значения числовых характеристик и доверительные интервалы для О и КО^q и средних вложений в запасы, полученные путем простых арифметических расчетов. Нетрудно видеть, что доверительный интервал для КО^q – уже со смещением целочисленной верхней границы влево, а для модифицированного среднего очевидно смещение всего интервала вправо.

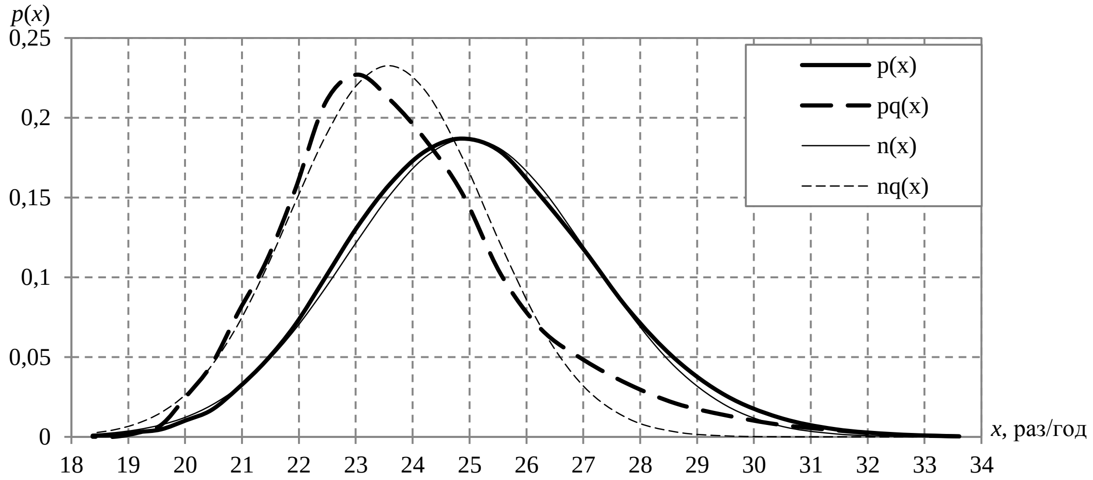

Рис. 6. Бутстреп-плотности $p(x)$ и $p^q(x)$ и соответствующие им плотности нормального распределения $n(x)$ и $n^q(x)$
Fig. 6. Bootstrap densities $p(x)$ and $p^q(x)$, and appropriate normal densities $n(x)$, $n^q(x)$

Таблица 2

Характеристики показателей оборачиваемости и их доверительные интервалы с уровнем доверия γ = 0,9, полученные бутстреп-методом с параметром R = 10^5

Характеристика	Среднее	Мода	Среднеквадратическое отклонение	Нижняя граница интервала	Верхняя граница интервала
КО	[24,98] = 24	[24,82] = 24	2,135	[21,84] = 21	[29,27] = 29
КО^q	[23,58] = 23	[22,98] = 22	1,715	[21,12] = 21	[28,33] = 28
О	$\lceil 14,61 \rceil = 15$	$\lceil 14,71 \rceil = 15$	–	$\lceil 12,47 \rceil = 13$	$\lceil 16,71 \rceil = 17$
О^q	$\lceil 15,48 \rceil = 16$	$\lceil 15,88 \rceil = 16$	–	$\lceil 12,88 \rceil = 13$	$\lceil 17,28 \rceil = 18$
$\overline{X}$	285 816,61	287 659,10	–	243 911,18	326 933,66
$\overline{X}^q$	302 818,63	310 608,60	–	251 983,24	337 984,27

Таким образом, предложенная система расчета и бутстреп-анализ позволили сделать следующие выводы: классические показатели оборачиваемости давали завышенное значение коэффициента оборачиваемости 24 раза в год, притом если ориентироваться не на среднее (23 раза в год), а на самое вероятное согласно бутстреп-моделированию модальное значение КО^q, то можно сделать вывод, что предприятие возвращало вложенные в запас инвестиции только 22 раза в год. При наиболее вероятном исходе объем вложений можно оценить, как 310 608,60 против среднего 302 818,63 тыс. руб., в то время как классическое среднее давало оценку в 285 816,61 тыс. руб., т.е., при планировании бюджета возникал потенциальный риск дефицита финансовых средств в размере от 17 до 25 млн руб., которые нужно было инвестировать в запас не на 15, а на 16 дней. Такие неточности чреваты необходимостью краткосрочного заимствования на очень невыгодных условиях, что очевидно негативно сказывается на прибыли предприятия.

Заключение

В работе предложен более точный подход к оцениванию показателей оборачиваемости с использованием дополнительной информации об известном квантиле заданного уровня, применимый для достаточно больших объемов наблюдений. При осуществлении расчетов использовалась модифицированная оценка математического ожидания, которая является несмещенной, асимптотически нормальной с дисперсией, в асимптотике не превосходящей дисперсию обычного выборочного среднего.

С помощью имитационного моделирования исследована среднеквадратическая ошибка модифицированного среднего для малых выборок, показано более высокое качество оценивания по сравнению с классическим средним для нормального и равномерного распределений для объемов наблюдений, больших 25–30. Для малых объемов выборок и близких к единице значений квантиля выявлены аномально большие значения среднеквадратической ошибки, которые требуют дополнительных исследований.

ЛИТЕРАТУРА

1. Fairfield P.M., Yohn T.L. Using asset turnover and profit margin to forecast changes in profitability // Review of Accounting Studies. 2001. V. 6. P. 371–385. DOI: 10.1023/A:1012430513430.
2. Supriati D., Kananto R., Kusriananda A. The effects of intellectual disclosures capital, debt to assets ratio, debt equity ratio, company size and assets turnover on company profitability // Proceeding of the 5th Annual International Conference on Accounting Research (AICAR 2018): Advances in Economics, Business and Management Research. 2019. P. 104–109. DOI: 10.2991/aicar-18.2019.23.
3. Patin J.-C., Rahman M., Mustafa M. Impact of total asset turnover ratios on equity returns: Dynamic panel data analyses // Journal of Accounting, Business and Management. 2020. V. 27, № 1. P. 19–29. DOI: 10.31966/jabminternational.v27i1.559.
4. Rahayu A., Supriadi Y. Analysis of net working capital turnover and total asset turnover against return on investment // INA-Rxiv. 2019. July. P. 1–18. DOI: 10.31227/osf.io/xtb8k.
5. Qu Z., Zhao B. The calculating model of inventory turnover based on time value // Proceedings of the 2016 International Seminar on Education Innovation and Economic Management (SEIEM 2016). Series: Advances in Social Science, Education and Humanities Research (ASSEHR). 2016. V. 75. P. 51–54.
6. Гуров Н.В., Зенкова Ж.Н. Робастная оценка среднего в анализе оборачиваемости оборотных средств предприятия // Математическое и компьютерное моделирование в экономике, страховании и управлении рисками : материалы V Междунар. молодежной науч.-практ. конф. (Саратов, 9–12 ноября 2016 г.). Саратов : Научная книга, 2016. С. 47–51.
7. Зенкова Ж.Н., Гуров Н.В. Доверительные интервалы для показателей оборачиваемости оборотных средств предприятия с использованием робастного оценивания // XXI Век: итоги прошлого и проблемы настоящего плюс. 2017. № 203 (36–37). С. 52–57.
8. Макеева О.Б., Зенкова Ж.Н. Доверительные интервалы для показателей оборачиваемости по интервальным данным // Материалы VI Междунар. конф. «Логистические системы в глобальной экономике», Красноярск : СГАУ, 2016. С. 203–207.
9. Алтухова М.В. Устанавливаем норматив оборачиваемости запасов готовой продукции // Справочник экономиста. 2014. № 12: Управление материальными ресурсами.
10. Зенкова Ж.Н., Макеева О.Б. Применение методов обработки цензурированных данных при анализе оборачиваемости // Вестник науки Казахского агротехнического университета. 2014. № 3 (82). С. 21–30.
11. Зенкова Ж.Н., Мусони У. Экономичный размер заказа с учетом дополнительной информации об известном квантиле функции распределения объема продаж товара // Бизнес-информатика. 2020. Т. 14, № 3. С. 24–34.
12. HBR Harvard business review on supply chain management. Harvard Business School Press, 2006.
13. Dmitriev Yu.G., Tarasenko P.F. The use of a priori information in the statistical processing of experimental data // Russian Physics Journal. 1992. V. 35, № 9. P. 888–893. DOI: 10.1007/BF00560063.
14. Dmitriev Yu.G., Koshkin G.M. Nonparametric estimators of probability characteristics using unbiased prior conditions // Statistical Papers. 2018. V. 59, № 4. P. 1559–1575. DOI: 10.1007/s00362-018-1044-7.
15. Зенкова Ж.Н., Макеева О.Б. Использование информации о квантиле при анализе оборачиваемости оборотных средств // Материалы III Всерос. молодежной конф. «Математическое и программное обеспечение информационных, технических и экономических систем». Томск : Изд. Дом Том. гос. ун-та, 2015. С. 82–87.
16. Zenkova Zh.N., Krainova E.A. Estimating the net premium using additional information about a quantile of the cumulative distribution function // Business Informatics. 2017. V. 4 (42). P. 55–63.

17. Dmitriev Y., Zenkova Z., Musoni W. Statistical Estimation with a Known Quantile and Its Application in a Modified ABC-XYZ Analysis // Book of Abstracts 8th International Conference on Risk Analysis and Design of Experiments. Vienna, Austria, 23–27 April 2019. P. 143–144.
18. Shapiro S.S., Wilk M.B. An analysis of variance test for normality (complete samples) // Biometrika. 1965. V. 52, № 3–4. P. 591–611.
19. Кобзарь А.И. Прикладная математическая статистика для инженеров и научных работников. М. : Физматлит, 2006. 816 с.
20. Efron B. Bootstrap methods: Another look at the jackknife // The Annals of Statistics. 1979. V. 7 (1). P. 1–26. DOI: 10.1214/aos/1176344552.

Поступила в редакцию 20 января 2021 г.

Zenkova Z.N., Musoni W., Andrievskaya A.A. (2021) ANALYSIS OF ASSETS TURNOVER RATIOS USING ADDITIONAL QUANTILE INFORMATION. *Vestnik Tomskogo gosudarstvennogo universiteta. Upravlenie, vychislitelnaja tehnika i informatika* [Tomsk State University Journal of Control and Computer Science]. 55. pp. 35–44

DOI: 10.17223/19988605/55/5

The paper proposes more accurate approach to calculate the turnover ratios of an enterprise using additional information about the known quantile x_q with the given level q of the cumulative distribution function (CDF) $F(x) = P(X \le x)$ of assets value X:

$$F\left(x_q\right) = q$$

for big sample size N $\left(X_1, X_2, ..., X_N\right)$ from $F(x)$.

The method is based on a modified estimation of the mean value taking into account the quantile

$$\bar{X}^q = \frac{1}{N(N-1)} \cdot \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1, i \ne j}^{N} X_i \cdot \left(1 - \frac{\left(I_{\left(X_i < x_q\right)} - q \right) \cdot \left(I_{\left(X_j < x_q\right)} - q \right)}{q(1-q)} \right),$$

which is unbiased, asymptotically normal with a variance

$$\sigma_q^2 = \lim_{N \to \infty} N \cdot \mathrm{var}\left\{ \bar{X}^q \right\} = \sigma^2 - \frac{1}{q^2(1-q)^2} \left(aq - \frac{1}{q} \int_{-\infty}^{x_q} x dF(x) \right)^2,$$

where σ^2 is the variance of the sample mean $\bar{X} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} X_i$, $a = \int_{-\infty}^{+\infty} x dF(x)$.

Thus, for big sample size N the modified turnover ratios are calculated as:

1) turnover ratio:

$$TR^q = \frac{\text{Total Revenue for a Year}}{\bar{X}^q},$$

2) turnover:

$$T^q = \frac{365}{TR^q}.$$

The technique was tested on real data set, which contains the monthly inventories' value of an industrial enterprise. Using bootstrap modelling, the densities of turnover ratios with and without quantile, as well as average values of turnover ratios and their confidence intervals were obtained. Finally, a more accurate calculation led to pessimistic results: classical indicators of turnover gave more rosy values, and the average level of investment in inventories was underestimated, which entailed making inadequate management decisions.

Keywords: additional information; quantile; mean value estimation taking into account the quantile; turnover ratios.

ZENKOVA Zhanna Nikolaevna (Candidate of Physical and Mathematical Sciences, Associate Professor, Department of Systems Analysis and Mathematical Modeling, Institute of Applied Mathematics and Computer Science, National Research Tomsk State University, Senior Researcher, Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (RANEPA), Moscow, Russian Federation).
E-mail: zhanna.zenkova@mail.tsu.ru

MUSONI Wilson (Post-graduate Student, Department of Systems Analysis and Mathematical Modeling, Institute of Applied Mathematics and Computer Science, National Research Tomsk State University, Russian Federation).
E-mail: wmusoni@uok.ac.rw

ANDRIEVSKAYA Anna Andreevna (Post-graduate Student, Department of Systems Analysis and Mathematical Modeling, Institute of Applied Mathematics and Computer Science, National Research Tomsk State University, Russian Federation).
E-mail: anna.andriev@mail.tsu.ru

REFERENCES

1. Fairfield, P.M. & Yohn, T.L. (2001). Using asset turnover and profit margin to forecast changes in profitability. *Review of Accounting Studies.* 6. pp. 371–385. DOI: 10.1023/A:1012430513430
2. Supriati, D., Kananto, R. & Kusriananda, A. (2019). The effects of intellectual disclosures capital, debt to assets ratio, debt equity ratio, company size and assets turnover on company profitability. *Proceeding of the 5th Annual International Conference on Accounting Research (AICAR 2018): Advances in Economics, Business and Management Research*. pp. 104–109. DOI: 10.2991/aicar-18.2019.23
3. Patin, J.-C., Rahman, M. & Mustafa, M. (2020). Impact of total asset turnover ratios on equity returns: Dynamic panel data analyses. *Journal of Accounting, Business and Management*. 27(1). pp. 19–29. DOI: 10.31966/jabminternational.v27i1.559
4. Rahayu, A. & Supriadi, Y. (2019) Analysis of net working capital turnover and total asset turnover against return on investment. *INA-Rxiv*. pp. 1–18. DOI: 10.31227/osf.io/xtb8k
5. Qu, Z. & Zhao, B. (2016) The calculating model of inventory turnover based on time value. *Proceedings of the 2016 International Seminar on Education Innovation and Economic Management (SEIEM 2016). Series: Advances in Social Science, Education and Humanities Research (ASSEHR)*. 75. pp. 51–54. DOI: 10.2991/seiem-16.2016.12
6. Gurov, N.V. & Zenkova, Zh.N. (2016) Robastnaya otsenka srednego v analize oborachivaemosti oborotnykh sredstv predpriyatiya [Robust estimation of mean value in turnover analysis of current assets]. In: Balash, V.A. (ed.) *Matematicheskoe i komp'yuternoe modelirovanie v ekonomike, strakhovanii i upravlenii riskami* [Mathematical and Computer Modelling in Economics, Insurance and Risk Management]. Saratov: Nauchnaya kniga. pp. 47–51.
7. Zenkova, Zh.N. & Gurov, N.V. (2017) Confidential intervals for turnover ratios of current assets using robust estimating. *XXI Vek: itogi proshlogo i problemy nastoyashchego plyus* [XXI Century: Resumes of the Past and Challenges of the Present plus]. 203(36–37). pp. 52–57.
8. Makeeva, O.B. & Zenkova, Z.N. (2016) Doveritel'nye intervaly dlya pokazateley oborachivaemosti po interval'nym dannym [Confidence intervals for the inventory turnover ratios based on interval data]. *Logisticheskie sistemy v global'noy ekonomike* [Logistic Systems in Global Economy]. Proc. of the 6th International Conference. Krasnoyarsk: SSAU. pp. 203–207. (In Russian.)
9. Altukhova, M. (2014) Ustanavlivaem normativ oborachivaemosti zapasov gotovoy produktsii [Establishing a standard for the turnover ratio of finished goods]. *Spravochnik ekonomista*. 12.
10. Zenkova, Z.N & Makeeva, O.B. (2014) Primenenie metodov obrabotki tsenzurirovannykh dannykh pri analize oborachivaemosti [Application of methods for processing censored data in the analysis of turnover]. *Vestnik nauki Kazakhskogo agrotekhnicheskogo universiteta*. 3(82). pp. 21–30.
11. Zenkova, Z. & Musoni, W. (2020) The economic order quantity taking into account additional information about the known quantile of the cumulative distribution function of the product’s sales volume. *Biznes-informatika – Business Informatics*. 3(14). pp. 24–34. DOI: 10.17323/2587-814X.2020.3.24.34
12. HBR. (2006) *Harvard Business Review on Supply Chain Management*. Harvard Business School Press.
13. Dmitriev, Yu.G. & Tarasenko, P.F. (1992) The use of a priori information in the statistical processing of experimental data. *Russian Physics Journal.* 35(9). pp. 888–893. DOI: 10.1007/BF00560063
14. Dmitriev, Yu.G. & Koshkin, G.M. (2018) Nonparametric estimators of probability characteristics using unbiased prior conditions. *Statistical Papers.* 59(4). pp. 1559–1575. DOI: 10.1007/s00362-018-1044-7.
15. Zenkova, Z.N. & Makeeva, O.B. (2015) Ispol'zovanie informatsii o kvantile pri analize oborachivaemosti oborotnykh sredstv [Using quantile information in the analysis of working capital turnover]. *Matematicheskoe i programmnoe obespechenie informatsionnykh, tekhnicheskikh i ekonomicheskikh sistem* [Mathematical and software support for information, technical and economic systems]. Proc. of the Third All-Russian Youth Conference. Tomsk, Russia, May 22–23. pp. 82–87.
16. Zenkova, Z.N. & Krainova, E.A. (2017) Estimating the net premium using additional information about a quantile of the cumulative distribution function. *Biznes-informatika – Business Informatics.* 4. pp. 55–63. DOI: 10.17323/1998-0663.2017.4.55.63
17. Dmitriev, Y., Zenkova, Z. & Musoni, W. (2019) Statistical estimation with a known quantile and its application in a modified ABC-XYZ analysis. *Book of Abstracts 8th International Conference on Risk Analysis and Design of Experiments*. Vienna, Austria, April 23–27. pp. 143–144.
18. Shapiro, S.S. & Wilk, M.B. (1965) An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika.* 52(3–4). pp. 591–611.
19. Kobzar, A.I. (2006) *Prikladnaya matematicheskaya statistika dlya inzhenerov i nauchnykh rabotnikov* [Applied mathematical statistics for engineers and scientists]. Moscow: Fizmatlit.
20. Efron, B. (1979) Bootstrap methods: Another look at the jackknife. *The Annals of Statistics.* 7(1). pp. 1–26. DOI: 10.1214/aos/1176344552