

Невидимые убытки прибыльных предприятий

В.В. БЕЛЫХ, кандидат физико-математических наук.

E-mail: v.v.belykh@gmail.com

ORCID: 0000-0001-7929-9639

Новосибирский государственный университет экономики и управления,
Новосибирск

Аннотация. Работа посвящена анализу операционной прибыли предприятия. Сторонние пользователи получают информацию о ней из отчёта о финансовых результатах. В соответствии с правилами бухгалтерского учёта расчет прибыли осуществляется кумулятивно с использованием данных о выручке и затратах, накапливаемых в течение года. Такой подход скрывает убытки отдельных периодов, показывая только итоговое значение. Если отрицательных результатов меньше, чем положительных, операционные убытки становятся невидимыми из-за их компенсации прибылью от успешных сделок. Предложенный автором способ оценки результатов операционной деятельности лишён этого недостатка. Он основан на стохастическом анализе безубыточности, рассматривающем операционную прибыль как разницу математических ожиданий прибыли и убытка. Практическое использование нового подхода показано на примере анализа операционной прибыли угледобывающего предприятия.

Ключевые слова: неопределённость; операционная прибыль; математические ожидания прибыли и убытка; логнормальное распределение; угледобывающее предприятие

Узкое место

В фокусе настоящего исследования – операционная прибыль предприятия. При обращении к отчёту о финансовых результатах под этим показателем подразумевается прибыль от продаж, рассчитываемая на основе данных о выручке, себестоимости, коммерческих и управленческих расходах, накапливаемых в течение года. Проблема состоит в том, что бухгалтерский учёт нивелирует финансовые результаты *отдельных периодов внутри года*, которые важны для повышения эффективности предприятия. Например, за годовой операционной прибылью могут скрываться квартальные убытки, невидимые из-за их компенсации прибылью успешных периодов. Эта ситуация повторяется при изменении временного масштаба. Минимальный уровень, на который можно опуститься при эмпирическом

анализе убытков, равен месяцу¹. В настоящей работе описывается новый способ оценки скрытых убытков, обладающий широкими возможностями. Его можно назвать стохастическим, так как в его основе лежит стохастическая модель выручки предприятия.

Наиболее близки к теме настоящего исследования работы, посвященные анализу безубыточности. Бухгалтерский и управленческий аспекты этого анализа изучены достаточно полно [Друри, 1998; Хорнгрен, Фостер, 2000; Zimmerman, 2011]. Началом развития классической модели безубыточности можно считать разделение затрат на постоянные и переменные. основополагающий вклад в этом направлении сделан Дж. М. Кларком в «Исследовании экономики накладных расходов» 1923 г., где показано, как предприятие с высокими постоянными затратами может снизить себестоимость единицы продукции путём увеличения объёма сбыта [Chatfield, Vangermeersch, 1996. P.126]. Сегодня усилия экономистов направлены на расширение возможностей классического подхода путём введения в уравнение дополнительных переменных, которые позволили бы избавиться от ограничений, связанных с небольшим количеством параметров, статичностью и детерминированностью исходной модели [Игнатов, 2005; Fuksa, 2013²].

Большой путь проделан в направлении адаптации классической модели к условиям экономической неопределённости. Здесь исследователи прибегают к вероятностным моделям, построенным на оценке чувствительности операционной прибыли к изменению различных параметров и доверительных интервалах [Johnson, Simik, 1971; Kim, 1973; Dickinson, 1974; Hilliard, Leitch, 1975; Constantinides et al., 1981; Yunker, 2001, 2006; Щербинин, 2008]. В своей основе вероятностные модели по-прежнему остаются классическими, сохраняя присущие им недостатки.

¹ В соответствии с «Планом счетов бухгалтерского учета финансово-хозяйственной деятельности организаций и Инструкцией по его применению» (Приказ Минфина РФ от 31.10.2000 № 94н) информация о выручке и себестоимости продукции отражается оборотами по кредиту и дебету счета 90 «Продажи», накапливаясь в течение месяца, после чего определяется финансовый результат, который списывается на счет 99 «Прибыли и убытки».

² Данная статья посвящена определению точки безубыточности мультиассортиментной угольной шахты. Предприятие из этой же отрасли анализируется в настоящем исследовании, что позволяет наглядно сопоставить два подхода к анализу безубыточности.

Сухая теория

Целью настоящего исследования является анализ скрытых убытков предприятия путём применения стохастической модели выручки в условиях неопределённости спроса [Белых, 2020]. Операционная прибыль за период рассчитывается на основе разности математических ожиданий прибыли и убытка в соответствии с уравнением:

$$E(EBIT_t) = E(\Pi_t) - E(\Lambda_t) = \int_{K_t}^{+\infty} (S_t - K_t) \omega(S_t) dS_t - \int_0^{K_t} (K_t - S_t) \omega(S_t) dS_t, \quad (1)$$

где $E(EBIT_t)$ – математическое ожидание операционной прибыли; $E(\Pi_t) = E(S_t - K_t)$ – математическое ожидание положительного финансового результата (прибыли); $E(\Lambda_t) = E(K_t - S_t)$ – математическое ожидание убытка; S_t – случайные значения выручки; K_t – затраты, равные сумме себестоимости, коммерческих и управленческих расходов (в отличие от выручки, это неслучайная величина); ω – функция плотности логарифмически нормального распределения; t – рассматриваемый период времени. Когда нет необходимости в указании времени, этот подстрочный индекс будет опускаться, например, для математического ожидания операционной прибыли получаем $E(EBIT)$.

Как показано в уравнении (1), математическое ожидание прибыли $E(\Pi)$ равно разности математического ожидания выручки и затрат, при условии, что выручка больше затрат. Если затраты больше, получаем математическое ожидание убытка $E(\Lambda)$, равное разности затрат и математического ожидания выручки.

Согласно стохастической модели, выручка подчиняется логарифмически нормальному закону. Это позволяет получить следующие уравнения для математических ожиданий:

прибыли

$$E(\Pi) = V \cdot N(d_1) - K \cdot N(d_2), \quad (2)$$

и убытка

$$E(\Lambda) = V [N(d_1) - 1] - K [N(d_2) - 1] = E(\Pi) - (V - K) = E(\Pi) - E(EBIT), \quad (3)$$

где $V = E(S)$ – математическое ожидание выручки; $N(d_1)$ и $N(d_2)$ – интегральные функции нормального распределения с аргументами, равными:

$$d_1 = d_1[E(R), \sigma_r] = \frac{\ln[E(R)] + \frac{\sigma_r^2}{2}}{\sigma_r} \quad \text{и} \quad d_2 = \frac{\ln[E(R)] - \frac{\sigma_r^2}{2}}{\sigma_r} = d_1 - \sigma_r, \quad (4)$$

где $R = \frac{S}{K}$ – валовая рентабельность затрат;

$E(R) = E\left(\frac{S}{K}\right) = \frac{E(S)}{K} = \frac{V}{K}$ – математическое ожидание валовой рентабельности затрат; σ_T – стандартное отклонение логарифма темпа роста выручки для времени развития случайного процесса, равного T . В дальнейшем при анализе конкретного промежутка времени он будет прямо указываться в подстрочном индексе (например, для квартала получаем $\sigma_{\text{кв}}$). Похожее правило будет применяться в отношении всех переменных с индексом.

Функция $N(d_2)$ показывает вероятность наступления события, при котором выручка, полученная предприятием, окажется больше совершённых затрат. Вероятность противоположного события равна $[1 - N(d_2)] = N(-d_2)$. В точке безубыточности математическое ожидание выручки и затраты равны между собой. При небольших значениях σ вероятности прибыли и убытка в точке безубыточности примерно одинаковы (подробно эта ситуация рассмотрена в моей статье [Белых, 2018]).

Стандартное отклонение логарифма темпа роста выручки увеличивается с ростом времени развития случайного процесса. Эта зависимость описывается уравнением:

$$\sigma_T = \sigma \sqrt{(1 - e^{-\mu v T})} / \mu v, \quad (5)$$

где μ – среднее значение логарифма темпа роста выручки; v – коэффициент реверсии выручки. При $T \rightarrow 0$ уравнение (5) становится более простым:

$$\sigma_T \cong \sigma \sqrt{T}. \quad (6)$$

Рассмотрим, чему равна длительность случайного процесса T . Для этого обратимся к концепции производственного цикла, который примем равным периоду хранения и производства товарно-материальных запасов. Выручка признается в бухгалтерском учёте после перехода прав собственности на товары к покупателю, что соответствует окончанию производственного цикла. Одновременно с нею списывается себестоимость проданных товаров и формируется дебиторская задолженность. При списании товарно-материальных запасов применяется метод ФИФО, показывающий их стоимость на начало производственного цикла. Из-за действия случайных факторов на промежутке времени, равном длительности производственного цикла, связь между затратами и выручкой теряет жёсткость, что приводит

к неопределённости операционной прибыли. По этой причине можно считать, что производственный цикл задаёт длительность случайного процесса T в уравнении (5).

Коэффициент реверсии ν отражает степень упорядоченности бизнес-процессов предприятия. Его величину можно найти путём изучения динамики накопления дисперсии с ростом времени развития случайного процесса. При больших значениях коэффициента реверсии она увеличивается значительно медленнее.

Типовой метод расчёта σ_T основывается на ретроспективном анализе логарифма темпа роста выручки:

$$u_n(k) = \ln \left(\frac{S_n}{S_{n-k}} \right), \quad (7)$$

где $u_n(k)$ – логарифм темпа роста выручки в n -м периоде времени; S_n и S_{n-k} – значения выручки в n -м и $(n - k)$ -м периодах времени; n – порядковый номер, отвечающий положению показателя на временной оси; k – лаговое число.

Значения выручки в уравнении (7) разделены k периодами времени, длительность которых задаётся интервалом формирования выручки. Время развития случайного процесса $T = k \cdot \tau$, где τ — интервал формирования выручки. Например, σ_T годового темпа роста квартальной выручки описывается стандартным отклонением $u_n(4)$. Чтобы перейти от этого значения к σ_T для T , равного производственному циклу, следует применить уравнение (5).

Поскольку причиной скрытых убытков бывает экономическая неопределённость, то изменения логарифма темпа роста выручки, поддающиеся прогнозу, следует исключить из стохастического анализа. Это относится прежде всего к сезонным колебаниям, которые предприятие в состоянии предусмотреть. Мы использовали в этих целях регрессионную модель с фиктивными переменными. Статистическая обработка эмпирического материала выполнена с помощью Excel (графики, оценка основных числовых характеристик случайных величин), StatPlus (тесты на нормальность) и EViews (тесты на стационарность и автокорреляцию). Первичным источником информации послужили бухгалтерские отчёты из базы данных «СКРИН».

Живой пример

Угольная промышленность. В российской угольной промышленности продолжается процесс модернизации

производственных мощностей. Вместе с тем рентабельность активов в отрасли остаётся ниже расчётных значений³. Из-за колебаний зольности угля, изменения спроса и других случайных факторов, операционная прибыль угледобывающих предприятий меняется непредсказуемым образом (табл. 1).

Таблица 1. Стандартные отклонения экономических показателей

№	Показатель	Влияющий фактор	$\sigma, \%$	Источник
1	Суточная добыча угля (при уровне добычи 1000 т/сут)	Строение угольных пластов	25	[Кочура, Киреева, 2007]
2	Стоимость рядового угля	Колебания зольности	28	[Петенко, Майдуков, 2017]
3	Стоимость продуктов обогащения угля	Колебания зольности	17	[Петенко, Майдуков, 2017]
4	Логарифм месячного темпа роста экспортной цены на энергетический уголь в долл. США (2013–2017 гг.)	Мировой спрос	7	[Таразанов, 2017]
5	Годовая операционная прибыль в секторе угледобычи и угольной энергетики на развивающихся рынках (2010–2019 гг.)	Экономическая неопределённость	37	[Damodaran, 2020]

Примечание: в колонке σ в строках 1–4 приведены результаты расчётов автора настоящей статьи, сделанные с использованием данных из соответствующих источников.

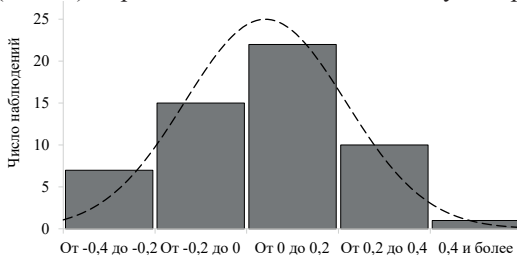
В качестве примера угледобывающего предприятия возьмём ПАО «Кузбасская топливная компания» (сокращённо – ПАО «КТК»)⁴. На протяжении 2006–2018 гг. оно не допускало годовых операционных убытков, но по итогам 2019 г. был зафиксирован отрицательный финансовый результат. Предприятие обладает развитой розничной сетью продаж в России, однако до 80% выручки поступает от экспорта. Часть реализуемого угля закупается у сторонних производителей, его перепродажа приносит 6% выручки. Основные производственные затраты связаны с добычей, переработкой и сортировкой угля, расходами на горюче-смазочные материалы, заработную плату, запасные части, электроэнергию и взрывчатые вещества. Производственную основу ПАО «КТК» составляют четыре угольных разреза и две обогатительные фабрики. В рабочем состоянии поддерживаются 357 единиц горнодобывающей техники, 64 единицы вспомогательной

³ Минэнерго России. Доклад о ходе реализации в 2017 году Программы развития угольной отрасли России на период до 2030 года, утверждённой Распоряжением Правительства РФ от 21.06.2014 № 1099-р. – URL (дата обращения 16.05.2019). С. 94

⁴ Приводятся данные из презентации, подготовленной ПАО «КТК», с информацией по состоянию на апрель 2019 г. URL: <http://ktk.company> (дата обращения: 10.09.2020).

техники, 110 километров железнодорожных путей, 19 локомотивов, две транзитные железнодорожные станции, 115 километров автомобильных дорог, три погрузочные станции, 145 километров кабельных и воздушных ЛЭП.

Проверка нормальности. Теоретическая модель (2)–(4) построена в предположении о нормальном законе распределения логарифма темпа роста выручки. Обратимся к результатам эмпирической проверки этого предположения (рис. 1). Гистограмма частот логарифма *квартального* темпа роста *квартальной* выручки ПАО «КТК» и функция нормального распределения со средним значением и стандартным отклонением, рассчитанными на основе эмпирической выборки (пунктирная линия), отражают данные за 2006–2019 гг. Величина стандартного отклонения логарифма темпа роста выручки после исключения сезонности $\sigma_{\text{кв}} = 17,5\%^5$. Это существенно больше среднего значения, равного 4,1%, что говорит о доминировании стохастического компонента над трендовым. Нормальность эмпирического распределения подтверждается всеми применёнными способами: с использованием критерия χ^2 Пирсона (см. примечание к рис. 1) и стандартными тестами (табл. 2)⁶. Уровень значимости во всех случаях равен 5%.



Примечание: объем выборки – 55, среднее – 4,1%, стандартное отклонение – 17,5%, критерий χ^2 Пирсона при уровне значимости 5% – 6,0, наблюдаемое значение критерия χ^2 Пирсона – 2,2 (гипотеза о нормальности принимается).

Рис. 1. Гистограмма логарифма темпа роста выручки ПАО «КТК», %

⁵ До исключения сезонности $\sigma_{\text{кв}} = 26,1\%$, таким образом, сезонные колебания увеличивают стандартное отклонение примерно в полтора раза.

⁶ При эмпирическом анализе цен акций объемы выборок достигают нескольких тысяч элементов, что позволяет составить более точное представление о форме функции плотности. Например, было установлено что плотность распределения логарифмической доходности имеет «толстые» хвосты. Временные ряды выручки значительно короче, поэтому проверить этот вывод в отношении логарифма темпа роста выручки не представляется возможным.

Таблица 2. Итоги тестирования

Критерий	Значение статистики	P-значение	Вывод: (5%)
Шапиро-Уилка	0,99	0,98	Нельзя отклонить
Шапиро-Франция	0,99	0,98	Нельзя отклонить
Андерсона-Дарлинга	0,15	0,96	Нельзя отклонить
Крамера-фон Мизеса	0,02	0,96	Нельзя отклонить
Колмогорова-Смирнова (Лиллифорса)	0,05	0,98	Нельзя отклонить
Д'Агостино Асимметрия	0,00	1,00	Нельзя отклонить
Д'Агостино Экссесс	-0,32	0,75	Нельзя отклонить
Д'Агостино общее	0,10	0,95	Нельзя отклонить
Жарка-Бера	0,31	0,86	Нельзя отклонить

Проверка стационарности. Рассмотрим временной ряд логарифма *квартального* темпа роста *квартальной* выручки ПАО «КТК» (рис. 2). Представленный график охватывает тот же промежуток времени, что и в предыдущем разделе. Применение теста Дики-Фуллера в отношении модели со свободным членом без тренда показывает, что анализируемый временной ряд не имеет единичного корня (табл. 3, 1–3-й столбцы). Результаты *t*- и *F*-тестирования при уровне значимости 5% подтверждают гипотезы о равенстве среднего значения и дисперсии первой и второй частей исследуемого временного ряда (табл. 3, 4–9-й столбцы). Приведённые результаты говорят о постоянстве числовых характеристик логарифма темпа роста квартальной выручки.

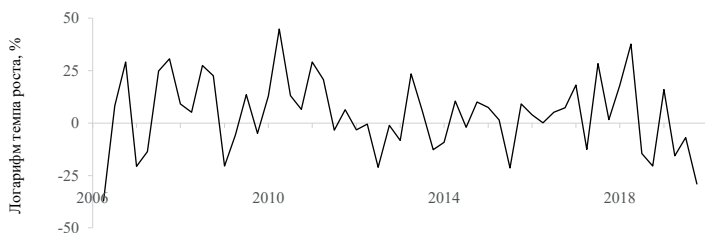
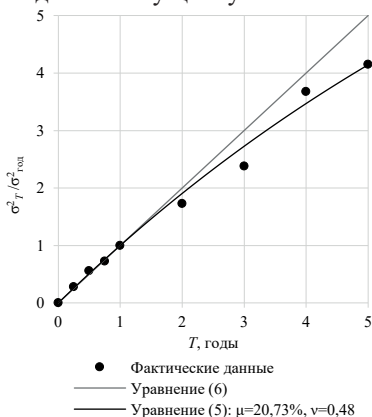


Рис. 2. Временной ряд логарифма темпа роста квартальной выручки ПАО «КТК» в 2006–2019 гг.,%

Таблица 3. Проверка стационарности временного ряда

Тест Дики-Фуллера			Двухвыборочный двусторонний F-тест					
			для дисперсии			для среднего		
$DF_{\text{факт}}$	$DF_{\text{кр}}$	Единый корень	$F_{\text{кр}}$	$F_{\text{факт}}$	Стационарность	$t_{\text{кр}}$	$t_{\text{факт}}$	Стационарность
1	2	3	4	5	6	7	8	9
-6,36	-2,92	отсутствует	2,19	1,69	принята	2,01	0,40	принята

Коэффициент реверсии. Проанализируем зависимость величины стандартного отклонения логарифма темпа роста квартальной выручки ПАО «КТК» от времени развития случайного процесса (рис. 3). Приведённый график построен на основе данных о дисперсии $u_n(k)$ для разных значений k (см. уравнение (7)). Точки показывают эмпирическую динамику накопления дисперсии. Для удобства сопоставления значения нормируются на величину годовой дисперсии $\sigma_{\text{год}}^2$. Заметно отклонение эмпирических точек от диагональной прямой, отражающей график уравнения (6). Более точной является зависимость, полученная с применением уравнения (5). При её построении использован коэффициент реверсии $\nu = 0,48$, который был найден методом наименьших квадратов. Эта зависимость будет применяться при определении стандартного отклонения σ_T для времени T , равного производственному циклу.



Примечание: коэффициент μ рассчитан на основе логарифма годового темпа роста квартальной выручки.

Рис. 3. Траектория накопления дисперсии ПАО «КТК»

Стохастический анализ безубыточности. Рассмотрим три примера стохастического анализа операционной прибыли ПАО «КТК». При проведении исследования воспользуемся данными бухгалтерской отчётности за 2006–2019 гг.

Пример 1. Калибровка модели. Решение этой задачи подразумевает тестирование модели посредством сравнения ожидаемого и фактического количества убыточных кварталов.

Средняя продолжительность производственного цикла ПАО «КТК», рассчитанная на основе квартальных данных с использованием нормировки по выручке, оказалась равной 18,5 дням. Стандартное отклонение логарифма темпа роста квартальной выручки σ_T для $T = 18,5$ дней = 0,20 квартала найдём с помощью уравнения (5), используя ранее полученные значения $\mu = 4,1\%$ и $\nu = 0,48$:

$$\sigma_T = \sigma_{T'} \frac{\sqrt{(1 - e^{-\mu T'})}}{\sqrt{(1 - e^{-\nu T'})}} = 0,175 \sqrt{\frac{1 - e^{-0,041 \cdot 0,48 \cdot 0,20}}{1 - e^{-0,041 \cdot 0,48 \cdot 1,0}}} = 0,0793, \text{ или } 7,93\%, \quad (8)$$

где T – длительность производственного цикла (в кварталах); T' – длительность отчётного периода (в кварталах); σ_T – стандартное отклонение логарифма квартального темпа роста квартальной выручки, равное $\sigma_{\text{кв}} = 17,5\%$.

Теоретическая вероятность убытка равна $N(-d_2)$, где $d_2 = d_2[E(R), \sigma_T]$ (см. уравнение (4)). Она меняется с течением времени вслед за изменением рентабельности предприятия. На графике (рис. 4) представлен временной ряд валовой рентабельности затрат $R = \frac{S}{K}$, отражающий квартальные данные. Пунктирная линия соответствует ожидаемому значению анализируемого показателя $E(R) = \frac{V}{K}$. Она построена с помощью метода наименьших квадратов.

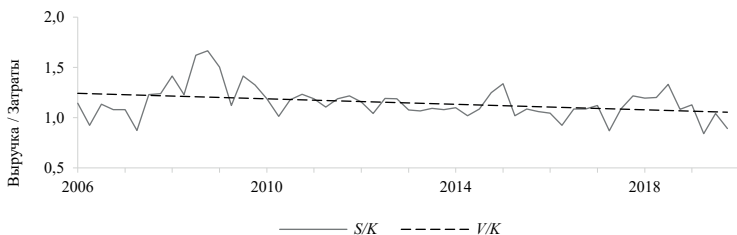


Рис. 4. Временной ряд валовой рентабельности затрат ПАО «КТК» в 2006–2019 гг.

Чтобы учесть непостоянство рентабельности, при расчёте ожидаемого количества убыточных кварталов за некоторый период времени воспользуемся уравнением:

$$n_{\sigma_T, k} = \sum_{t=1}^k N \left\{ -d_2 \left[E(R_t), \sigma_T \right] \right\}, \quad (9)$$

где $n_{\sigma_T, k}$ – ожидаемое количество убыточных кварталов; k – общее количество кварталов; $N \left\{ -d_2 \left[E(R_t), \sigma_T \right] \right\}$ – вероятность убыточности квартала t .

Из бухгалтерской отчётности предприятия известно, что в течение 2006–2019 гг. среди 56 кварталов встретилось шесть убыточных ($n_{\text{факт}} = 6$). Воспользовавшись уравнением (9), получаем $n_{7,93\%, 56} = 4,2$. Причина несовпадения эмпирического и теоретического результатов может заключаться в том, что при расчёте σ_T с помощью уравнения (8) была использована заниженная величина $\sigma_{\text{кв}} = 17,5\%$, соответствующая полному исключению сезонности. На практике её влияние может частично сохраниться. Методом подбора было установлено, что $n_{9,50\%, 56} = n_{\text{факт}} = 6,0$. Найденной величине $\sigma_T = 9,50\%$ соответствует $\sigma_{T'} = \sigma_{\text{кв}} = 21,0\%$, то есть сезонность учтена примерно наполовину. Процедура подбора позволила откалибровать модель по степени учёта сезонных колебаний. В следующих примерах используется значение $\sigma_T = 9,50\%$.

Пример 2. Структура прибыли. Проанализируем операционную прибыль в соответствии с уравнением (1). Чтобы не затрагивать вопросы планирования (это будет сделано в Примере 3), обратимся к 2017 г., когда среднегодовые квартальные значения $R = \frac{S}{K}$ и $E(R) = \frac{V}{K}$ были приблизительно равны (см. рис. 4). При затратах $K_{2017} = 27,8$ млрд руб. выручка равна математическому ожиданию $S_{2017} = V_{2017} = 30,2$ млрд руб. Соответственно, $E(R_{2017}) = \frac{30,2}{27,8} = 1,09$. Последующий анализ касается одного периода времени, поэтому подстрочный индекс с указанием года далее опускается.

Операционная прибыль за 2017 г. по бухгалтерским данным равна разности выручки и затрат:

$$EBIT = S - K = 30,2 - 27,8 = 2,4 \text{ млрд руб.}, \quad (10)$$

где $EBIT$ и S – результат реализации случайных величин в рассматриваемом периоде времени. Такой же способ расчёта

используется при финансовом планировании операционной деятельности, только в отношении $E(EBIT)$ и $E(S)$.

Рассчитаем стохастические компоненты операционной прибыли, применив уравнения (2) и (3):

математическое ожидание прибыли равно

$$E(\Pi) = 30,2N \left[\frac{\ln(1,09) + \frac{0,095^2}{2}}{0,095} \right] - 27,8N \left[\frac{\ln(1,09) - \frac{0,095^2}{2}}{0,095} \right] = 2,7 \text{ млрд руб.}, \quad (11)$$

математическое ожидание убытка равно

$$E(\Lambda) = 2,7 - 2,4 = 0,3 \text{ млрд руб.} \quad (12)$$

Поскольку в вычислениях участвуют годовые значения выручки и затрат, математические ожидания (11) и (12) относятся к годовым суммам квартальных прибылей и убытков. Такой расчёт предполагает постоянство $E(R)$ в течение года.

Согласно уравнению (1) математическое ожидание операционной прибыли равно разности математических ожиданий прибыли и убытка:

$$E(EBIT) = E(\Pi) - E(\Lambda) = 2,7 - 0,3 = 2,4 \text{ млрд руб.} \quad (13)$$

Из уравнения (13) следует, что операционной прибыли в размере 2,4 млрд руб. сопутствуют квартальные убытки в размере 0,3 млрд руб., которые перекрываются положительными финансовыми результатами в размере 2,7 млрд руб.

Рассчитаем вероятность квартального убытка при заданных значениях $E(R)$ и σ_r :

$$N(-d_2) = N \left[- \frac{\ln(1,09) - \frac{0,095^2}{2}}{0,095} \right] = 0,21, \text{ или } 21\%. \quad (14)$$

Следовательно, в 2017 г. можно было бы ожидать $n_{9,50\%,4} = 4 \cdot 0,21 = 0,84$ убыточных кварталов. Найденное значение оказалось близким к фактическому ($n_{\text{факт}} = 1$).

Если при использовании традиционного способа планирования операционная прибыль вычисляется как разность выручки и затрат (см. уравнение (10)), то при обращении к стохастическому анализу она равна разности математических ожиданий прибыли и убытка (см. уравнение (13)). Финансовый результат в обоих случаях одинаков, однако стохастический подход даёт представление об убытках, сопровождающих операционную деятельность.

Пример 3. Прогноз убытка. Обратимся к 2019 г., когда был зафиксирован первый случай отрицательного финансового результата. Предположим, что анализ делается в конце 2018 г. Чтобы

спрогнозировать валовую рентабельность затрат в наступающем году, воспользуемся линией тренда, изображённой пунктиром на рисунке 4. Полученное таким способом среднегодовое значение квартальной валовой рентабельности затрат $E(R_{2019}) = 1,06$.

Допустим, что предприятие рассчитывает на выручку в размере $V_{2019} = 42,2$ млрд руб. Данным объёмам сбыта соответствуют затраты $K_{2019} = \frac{42,2}{1,06} = 39,8$ млрд руб. Математическое ожидание операционного убытка, который предприятие рискует получить при таких затратах, равно (см. уравнение (3)):

$$E(\Lambda) = 42,2 \left\{ N \left[\frac{\ln(1,06) + \frac{0,095^2}{2}}{0,095} \right] - 1 \right\} - \\ - 39,8 \left\{ N \left[\frac{\ln(1,06) - \frac{0,095^2}{2}}{0,095} \right] - 1 \right\} = 0,6 \text{ млрд руб.} \quad (15)$$

Фактическое значение выручки в 2019 г. оказалось меньше ожидаемого значения: при $S_{2019} = 39,0$ млрд руб. был получен операционный убыток $EBIT_{2019} = -0,8$ млрд руб.

Классический анализ безубыточности. При проведении такого анализа возможности сторонних аналитиков ограничены. Трудности возникают из-за недостатка информации о постоянных и переменных затратах предприятия. Чтобы обойти это препятствие, воспользуемся уравнением силы операционного рычага, для применения которого достаточно данных бухгалтерской отчётности:

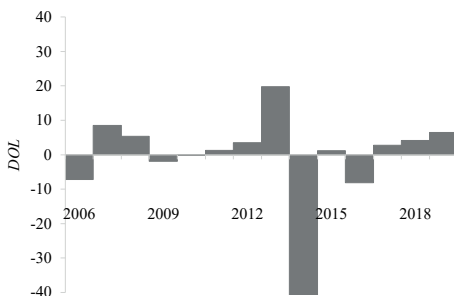
$$DOL = \frac{\Delta EBIT / EBIT}{\Delta S / S}, \quad (16)$$

где DOL – сила операционного рычага.

Временной ряд силы операционного рычага ПАО «КТК» в промежутке времени 2006–2019 гг., рассчитанный на основе годовой бухгалтерской отчётности, показывает сильные колебания показателя, нередко сопровождаемые сменой знака (рис. 5)⁷. Поскольку операционных убытков до 2019 г. не было, такую динамику можно объяснить наличием двух точек безубыточности. При работе посередине между этими точками модуль DOL минимален (например, в 2009–2011 гг.), увеличиваясь как при

⁷ Похожее поведение DOL наблюдается и у других предприятий (см. исследование [Июнин, Николаева, 2017]).

приращении, так и при падении объёмов производства. Такое возможно, если затраты и выручка нелинейно зависят от количества произведённой и проданной продукции. Отметим, что предпринятый анализ остаётся качественным, поскольку не ясно, какую операционную прибыль получит предприятие при том или ином уровне сбыта.



Примечание: значение операционного рычага 2014 г. равно минус 105.

Рис. 5. Временной ряд силы операционного рычага ПАО «КТК» в 2006–2019 гг.

Заключение

Что лучше: детерминированный (классический) или стохастический анализы безубыточности? Необходимы оба. При совместном использовании эти подходы дополняют друг друга. Несмотря на то, что валовая рентабельность затрат является случайной величиной, её математическое ожидание не случайно, и им можно управлять, воспользовавшись классической моделью. В то же время этот показатель вместе со стандартным отклонением логарифма темпа роста выручки оказывает основное влияние на вероятность операционных убытков, которую можно рассчитать с помощью стохастической модели.

Классический анализ безубыточности становится весьма трудоёмким при введении в него случайных переменных. Соответствующая попытка привела к разработке двадцати вероятностных моделей [Щербинин, 2008]. При таком подходе цена, постоянные и переменные затраты рассматриваются как случайные величины, поэтому количество тестируемых законов распределения резко возрастает. Усилий потребуется ещё больше

при анализе многопродуктового производства. Напротив, использование стохастической модели не вызывает затруднений, поскольку она изначально включает переменные, отвечающие за неопределённость экономической деятельности.

Стохастический анализ базируется на показателях, которые можно рассчитать на основе общедоступных данных бухгалтерской отчётности. По этой причине им могут воспользоваться не только инсайдеры. Возможно, отсутствие доступа к внутренней информации является одной из причин, почему встречается много теоретических работ по классическому анализу безубыточности, однако среди них трудно найти пример интерпретации эмпирических данных. Ещё одно преимущество стохастической модели связано с тем, что она поддаётся масштабированию, например, можно перейти на уровень выше и проанализировать безубыточность отдельных отраслей [Лихенко, 2019].

Поскольку в бухгалтерском учёте выручка отражается на момент перехода прав собственности на реализованную продукцию, неопределённость, связанная с погашением дебиторской задолженности, не влияет на статистические свойства выручки. Если предположить, что стохастический процесс не изменится при переходе к учёту выручки по факту поступления денежных средств, то его продолжительность в уравнении (5) можно принять равной длительности операционного цикла. При таком подходе стохастическим анализом будет охвачен не только процесс хранения и производства, но и процесс мобилизации дебиторской задолженности [Белых, 2018].

Использованная в настоящем исследовании концепция циклов была введена в финансовый анализ как инструмент анализа платёжеспособности предприятия [Richards, Laughlin, 1980]. Однако не следует приравнивать скрытые убытки, рассчитываемые с применением стохастической модели, к кассовым разрывам. Между ними и движением денежных средств нет прямой связи. В бухгалтерском учёте одновременно с отражением выручки и затрат происходит формирование дебиторской и кредиторской задолженностей, связанных с предоставлением отсрочек по оплате. Несогласованность погашения этих задолженностей служит основной причиной кассовых разрывов.

Литература

Белых В. В. Стохастический анализ безубыточности компании // Корпоративные финансы. 2018. Т. 16. № 2. С. 20–34.

Белых В. В. Математическая модель выручки предприятия в условиях неопределённости спроса // Экономика и математические методы. 2020. Т. 56. № 1. С. 100–113. DOI: 10.31857/S042473880008560–5.

Друри К. Введение в управленческий и производственный учет / Пер. с англ. под ред. Н. Д. Эриашвили. 3-е изд. М.: Аудит, ЮНИТИ, 1998. 783 с.

Игнатов А. В. Опыт учета переменных и постоянных затрат при принятии некоторых классов управленческих решений // Вестник Санкт-Петербургского университета. Серия 8. Менеджмент. 2005. Вып. 3. С. 83–109.

Ионин В. Г., Николаева Н. Ю. Циклические процессы в деятельности организации и их влияние на показатели эффектов рычагов // Вестник НГУЭУ. 2017. № 2. С. 92–112.

Кочура И. В., Киреева Е. В. Учёт факторов риска при планировании операционной деятельности угольных шахт // Научные труды ДонНТУ. Серия: Экономическая. 2007. Вып. 32. С. 147–154.

Лихенко И. И. Стохастический анализ безубыточности отрасли авиаперевозок // Экономика и бизнес: теория и практика. 2019. № 6–2. С. 31–34.

Петенко И. В., Майдуков Г. Л. Точка безубыточности как пороговый индикатор инвестиционной привлекательности угольных шахт // Уголь. 2017. № 6. С. 52–57. DOI: <http://dx.doi.org/10.18796/0041-5790-2017-6-52-57>.

Таразанов И. Г. Итоги работы угольной промышленности России за январь–июнь 2017 года // Уголь. 2017. № 9 (1098). С. 52–66.

Хорнгрен Ч. Т., Фостер Дж. Бухгалтерский учёт: управленческий аспект / Пер. с англ. под ред. Я. В. Соколова. М.: Финансы и статистика, 2000. 416 с.

Щербинин В. П. Моделирование безубыточности производства в условиях неопределённости на предприятиях деревообрабатывающей промышленности. Автореф. канд. дисс. Иркутск, 2008.

Chatfield M., Vangermeersch R. History of Accounting: An International Encyclopedia / Individual and Corporate Publications, 1996. 649 p. URL: https://egrove.olemiss.edu/acct_corp/168 (дата обращения: 31.01.2021).

Constantinides G. M., Ijiri Y., Leitch R. A. Stochastic Cost-Volume-Profit Analysis with a Linear Demand Function // Decision Sciences. 1981. Vol. 12(3). Pp. 417–427.

Damodaran A. Levered and Unlevered Betas by Industry (Emerg. Mkt). URL: http://people.stern.nyu.edu/adamodar/New_Home_Page/datacurrent.html#discrete (дата обращения: 06.07.2020).

Dickinson J. P. Cost-Volume-Profit Analysis Under Uncertainty // Journal of Accounting Research. 1974. Vol. 12. No. 1. Pp. 182–187.

Fuksa D. Concept of determination and analysis of the Break-Even Point for a mining enterprise // Arch. Min. Sci. 2013. Vol. 58. No. 2. Pp. 395–410.

Johnson G. L., Simik S. S. Multiproduct C–V–P Analysis under Uncertainty // Journal of Accounting Research. 1971. Vol. 9. No. 2. Pp. 278–286.

Hilliard J. E., Leitch R. A. Cost-Volume-Profit Analysis under Uncertainty: A Log Normal Approach // The Accounting Review. 1975. Vol. 50. No. 1. Pp. 69–80.

Kim C. A Stochastic Cost Volume Profit Analysis // *Decision Sciences*. 1973. Vol. 4 (3). Pp. 329–342.

Richards V.D., Laughlin E.J. A cash conversion cycle approach to liquidity analysis // *Financial Management*. 1980. No. 9 (1). Pp. 32–38.

Yunker J.A. Stochastic CVP Analysis with Economic Demand and Cost Functions // *Review of Quantitative Finance and Accounting*. Kluwer Acad. Publ. 2001. Vol. 17. Pp. 127–149.

Yunker J.A. Incorporating Stochastic Demand into Breakeven Analysis: A Practical Guide // *The Engineering Economist*. 2006. 51(2). Pp. 161–193

Zimmerman J.L. *Accounting for Decision Making and Control* / 7th ed. New York, McGraw-Hill, 2011. 700 p.

Статья поступила 08.07.2020.

Статья принята к публикации 21.12.2020.

Для цитирования: Белых В.В. Невидимые убытки прибыльных предприятий // ЭКО. 2021. № 5. С. 118–136. DOI: 10.30680/ECO0131-7652-2021-5-118-136

Summary

Belykh, V.V., *Cand. Sci. (Physics-Mathematics), Novosibirsk State University of Economics and Management, Novosibirsk*

Invisible Losses of Profitable Enterprises

Abstract. This work is devoted to the analysis of an enterprise's operating profit. Third-party users get the relevant information about it from accounting data. By accounting rules, profit calculation is carried out cumulatively from the revenue and expenses data accumulated during the year. This approach covers losses over individual periods, showing only a final result. For example, if there are less negative than positive results, losses become invisible due to their compensation by profit from successful transactions. There is a way to evaluate the results of operating activities, allowing to see the ratio of positive and negative financial results without resorting to management of accounting data. It is based on a stochastic analysis of operating profit, describing it as the difference between mathematical expectations of profit and loss. The practical use of the new approach is shown in a coal mine case.

Keywords: *uncertainty; operating profit; mathematical expectations of profit and loss; log-normal distribution; a coal mine*

References

Belykh, V.V. (2018). Stochastic analysis of the break-even of the enterprise. *Korporativnye finansy. Journal of Corporate Finance Research*. Vol. 16. No. 2. Pp. 20–34. (In Russ.).

Belykh, V.V. (2020). A mathematical model of company revenue under demand uncertainty. *Jekonomika i matematicheskie metody. Economics and the Mathematical Methods*. Vol. 56. No. 1. Pp. 3–23. (In Russ.).

Chatfield, M., Vangermeersch, R. (1996). *History of Accounting: An International Encyclopedia*. Individual and Corporate Publications. 649 p. Available at: https://egrove.olemiss.edu/acct_corp/168 (accessed: 31.01.2021).

Constantinides, G.M., Ijiri, Y., Leitch, R.A. (1981). Stochastic Cost-Volume-Profit Analysis with a Linear Demand Function. *Decision Sciences*. Vol. 12(3). Pp. 417–427.

Damodaran, A. Levered and Unlevered Betas by Industry (Emerg. Mkt). Available at: http://people.stern.nyu.edu/adamodar/New_Home_Page/datacurrent.html#discrate (accessed: 06.07.2020).

Dickinson, J.P. (1974). Cost-Volume-Profit Analysis Under Uncertainty. *Journal of Accounting Research*. Vol. 12. No. 1. Pp. 182–187.

Drury, C. (1998). *Introduction to management and production accounting* / trans. from English ed. N.D. Eriashvili. – 3rd ed. M., Publ. Audit, UNITI. 783 p. (In Russ.).

Fuksa, D. (2013). Concept of determination and analysis of the Break-Even Point for a mining enterprise. *Arch. Min. Sci.* Vol. 58. No 2. Pp. 395–410.

Hilliard, J.E., Leitch, R.A. (1975). Cost-Volume-Profit Analysis under Uncertainty: A Log Normal Approach. *The Accounting Review*. Vol. 50. No. 1. Pp. 69–80.

Horngren, Ch.T., Foster, G. (1987). *Cost Accounting: A Managerial Emphasis*. Englewood Cliffs, N.J., Prentice-Hall, Inc. 416 p.

Ignatov, A.V. 2005. Experience of accounting for variable and fixed costs when making certain classes of managerial decisions. *Vestnik Sankt-Peterburgskogo universiteta. Seriya 8. Menedzhment. Vestnik of Saint Petersburg University. Management*. Issue. 3. Pp. 83–109. (In Russ.).

Ionin, V.G., Nikolaeva, N. Yu. (2017). Cyclic processes in the activities of the organization and their impact on the indicators of level effects. *Vestnik NGUEU. Vestnik NSUEM*. No. 2. Pp. 92–112. (In Russ.).

Johnson, G.L., Simik, S.S. (1971). Multiproduct C–V–P Analysis under Uncertainty. *Journal of Accounting Research*. Vol. 9. No. 2. Pp. 278–286.

Kim, C. (1973). A Stochastic Cost Volume Profit Analysis. *Decision Sciences*. Vol. 4 (3). Pp. 329–342.

Kochura, I.V., Kireeva, E.V. (2007). Consideration of risk factors in the operational planning of coal mines. *Nauchnye trudy DonNTU. Seriya: Ekonomicheskaya*. Iss. 32. Pp. 147–154. (In Russ.).

Lihenko, I.I. (2019). The application of stochastic break-even analysis in evaluating industry operational risks. *Jekonomika i biznes: teorija i praktika. Journal of Economy and Business*. Vol. 6–2. Pp. 31–34. (In Russ.).

Petenko, I.V., Maidukov, G.L. (2017). Breakeven point as coal mines investment attractiveness threshold indicator. *Ugol' Ugol' – Russian Coal Journal*. No. 6. Pp. 52–57. (In Russ.).

Richards, V.D., Laughlin, E.J. (1980). A cash conversion cycle approach to liquidity analysis. *Financial Management*. No. 9 (1). Pp. 32–38.

Shcherbinin, V.P. (2008). Modeling a breakeven of production in conditions of uncertainty at woodworking enterprises. Abstract of Ph.D. thesis. Irkutsk. (In Russ.).

Tarazanov, I.G. (2017). Russia's Coal Industry Performance for January-September. *Ugol' Ugol' – Russian Coal Journal*. No. 9 (1098). Pp. 52–66. (In Russ.).

Yunker, J.A. (2001). Stochastic CVP Analysis with Economic Demand and Cost Functions. *Review of Quantitative Finance and Accounting*. Kluwer Acad. Publ. Vol. 17. Pp. 127–149.

Yunker, J.A. (2006). Incorporating Stochastic Demand into Breakeven Analysis: A Practical Guide. *The Engineering Economist*. 51(2). Pp. 161–193

Zimmerman, J.L. (2011). *Accounting for Decision Making and Control*. 7th ed. New York, McGraw-Hill. 700 p.

For citation: Belykh, V.V. (2021). Invisible Losses of Profitable Enterprises. *ECO*. No. 5. Pp. 118–136. (In Russ.). DOI: 10.30680/ECO0131-7652-2021-5-118-136