

А. Б. Хасанов

аспирант факультета экономических наук Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики» (Москва)

СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ МОДЕЛИ ОЛЬСОНА И МЕТОДОВ ОЦЕНКИ СТОИМОСТИ КОМПАНИЙ НА ПРИМЕРЕ РОССИИ, ПОЛЬШИ И ФРАНЦИИ

Введение

Процесс формирования и управления инвестиционным портфелем на практике подразумевает широкое использование инвесторами акций — ценных бумаг, обеспечивающих своим держателям более высокую доходность в сравнении с государственными облигациями, однако, как правило, сопряженных с более высокой степенью риска. Как следствие, детальный подход к оценке стоимости компаний, входящих в портфель, позволяет оптимизировать уровень инвестиционного риска и определяет актуальность рассмотрения тематики ценообразования данного финансового актива.

Цель данного исследования заключается в проведении сравнительного анализа способности модели Ольсона, методов рыночных мультипликаторов и дисконтирования денежных потоков к оценке стоимости компаний на рынках России, Польши и Франции.

Достижение обозначенной цели в настоящем исследовании потребовало решения следующих задач:

- выявления и описания сущности экономической модели Ольсона;
- тестирования значимости модели Ольсона, методов рыночных котировок и дисконтирования денежных потоков для фондовых рынков России, Польши, Франции на основе доступной информации и последующего их сопоставления.

В основе данной статьи лежит подход, представленный Джеймсом Ольсоном в 1995 г. в статье “Earnings, book values and dividends in equity valuation”. В общем виде модель Ольсона является эконометрической моделью, позволяющей объяснить рыночные котировки компаний на основе показателей финансовой отчетности и параметра «другой информации». С момента публикации статьи в 1995 г. модель была протестирована на реальных экономических данных более чем 30 фондовых рынков, что демонстрирует наличие высокой степени академического интереса. Более 75% изученных исследований подтверждает состоятельность модели Ольсона для оценки стоимости компаний как на развитых, так и на развивающихся рынках.

Научная новизна данной статьи заключается в том, что работа является первым эмпирическим исследованием, в котором проводится сопоставление значимости модели Ольсона относительно метода рыночных мультипликаторов и дисконтирования денежных потоков на рынках России, Польши и Франции.

В работе проводится сравнительный анализ оценок, полученных по модели Ольсона, с результатами методов рыночных мультипликаторов и дисконтирования

денежных потоков компаний из России и Польши как стран из региона развивающихся стран Европы и из Франции как страны из региона развитых стран Европы. Эмпирическое тестирование модели Ольсона производится с помощью анализа панельных данных, а именно сопоставления оценок, полученных в сквозной регрессии, модели с детерминированными (фиксированными) эффектами и модели со случайными эффектами за восемь последовательных лет. На основании проведенного анализа сделан вывод о том, что модель Ольсона лучше объясняет движение котировок акций компаний в сравнении с методом рыночных мультипликаторов для России, Польши и Франции в силу меньшего отклонения оценок от фактического значения. Для Франции модель Ольсона оказалась наилучшей из трех протестированных, а для России и Польши стоимость акционерного капитала исследуемых компаний по модели дисконтирования денежных потоков имела меньшее отклонение от фактической стоимости относительно оценок модели Ольсона (8,9 и 5,5% против 12,7 и 9,1%).

Далее статья структурирована следующим образом: в первом разделе приводится разбор подхода, предложенного Джеймсом Ольсоном. Второй раздел раскрывает использованную автором методологию, а в третьем разделе изложены полученные результаты в разбивке на страны (Россия, Польша и Франция).

Сущность модели Ольсона

В 1995 г. Джеймс Ольсон в статье “Earnings, book values and dividends in equity valuation” сформулировал методологические основы модели объяснения рыночной стоимости компаний. В вопросе определения стоимости акционерного капитала компании релевантной является информация, полученная из финансовой отчетности. Предполагается наличие нейтральных к риску инвесторов с гомогенными ожиданиями в условиях отсутствия арбитража.

Согласно модели, приведенный поток ожидаемых дивидендных выплат, дисконтированный по безрисковой ставке, определяет рыночную стоимость компании. Балансовая стоимость собственного капитала текущего периода (bv_t) определяется значениями балансовой стоимости прошлого периода и текущими значениями чистой прибыли и дивидендов. На практике переменная эквивалентна разнице между активами и обязательствами компании, то есть балансовой стоимости ее чистых активов.

В свою очередь, аномальная прибыль (x_t^a) рассчитывается как разница между фактической прибылью и балансовой стоимостью чистых активов прошлого периода, скорректированной на ставку дисконтирования (Ohlson, 1995). В качестве ставки дисконтирования зачастую применяется ставка, основанная на методике CAPM со знанием коэффициента бета, доходностей компании и рынка.

Особым моментом выступают способы представления параметра «другой информации». В частности, под массивом «другой информации» предполагается совокупность релевантных событий для оценки компании, влияние которых найдет отражение в отчетности будущего периода (Ohlson, 2001). За более чем 20 лет тестирования модели на эмпирических данных указанное определение привело к возникновению различных авторских вариаций. В большинстве исследованных работ данный массив игнорируется, то есть модель тестируется без учета важной информации. Среди исследователей, которые включают в модель «другую информацию», есть ведущий аппроксимирующий показатель — аналитические консенсус-прогнозы прибыли будущего периода. Другие варианты включают аномальные дивиденды; формулу, связывающую коэффициент P/E

отдельной компании и конкретной отрасли; прочие финансовые мультипликаторы; макроэкономические данные; фондовые индексы.

Методология исследования

В основе данной работы лежит оригинальная статья Джеймса Ольсона. Из рассмотрения исключены финансовые институты (банки и страховые компании), в силу того, что компоненты их бухгалтерского баланса (активы и пассивы) имеют обратный вид в сравнении с компаниями реального сектора экономики. Линейная спецификация тестируемой модели отражает следующую зависимость:

$$P_i = a + bv_i + \alpha_1 x_i^a + \alpha_2 v_i + e_i,$$

где a – свободный член регрессии; bv_i – балансовая стоимость собственного капитала; v_i – аномальная прибыль; v_i – показатель «другой информации», совокупность данных, не отраженных в текущей финансовой отчетности, но которая повлияет на будущую отчетность; e_i – непредсказуемые ошибки наблюдения.

В качестве источников финансовых показателей (чистой прибыли, балансовой стоимости чистых активов, количества акций в обращении, рыночных котировок) служат данные, доступные в базе Compustat компании Standard and Poors¹. В целях сопоставимости выгружаемых данных за наблюдаемый период все финансовые показатели компаний взяты в единой валюте (долларах США). При этом важно учесть условие, что балансовая стоимость чистых активов должна быть положительной на протяжении периода наблюдений. Для расчета показателя аномальной прибыли в качестве ставок дисконтирования взяты значения по методике CAPM, рассчитанные для каждой компании, попавшей в финальную выборку. Особо стоит отметить, что параметр «другой информации» аппроксимируется через разницу между фактической чистой прибылью и показателем прогнозируемой чистой прибыли компаний, который рассчитывается как среднее арифметическое прогнозов аналитиков для отдельной компании за финансовый год. Прогнозируемая чистая прибыль получена из системы Institutional Brokers' Estimation System (I/B/E/S)².

В силу того, что регрессантом модели является стоимость акции, в исследуемое множество компаний попадают те из них, чьи акции непрерывно котировались в период наблюдений. Изначальный объем выгрузки из базы Compustat составлял 725 публичных компаний, зарегистрированных на территории России, Польши и Франции. Однако с учетом данных из системы I/B/E/S объем выборки сократился до 205 компаний.

На практике при тестировании модели Ольсона применяется нормирование регрессоров — приведение к экономическому параметру для предотвращения гетероскедастичности. Выбор корректного показателя влияет на адекватную интерпретацию результатов. Наиболее часто используемые показатели: количество акций в обращении, балансовая стоимость собственного капитала и стандартное отклонение изменений рыночной капитализации.

После проведения нормирования регрессоров модели на количество акций в обращении было получено окончательное количество наблюдаемых компаний,

¹ Информационная база данных Compustat S&P Global (<https://www.spglobal.com/marketintelligence/en/?product=compustat-research-insight>), доступно по состоянию на сентябрь 2018 г.

² Информационная база данных Institutional Brokers' Estimation System Thomson Reuters (<https://financial.thomsonreuters.com/en/products/data-analytics/company-data/ibes-estimates.html>), доступно по состоянию на сентябрь 2018 г.

равное 21 для России, 22 для Польши и 120 для Франции. Диапазон исторических наблюдений охватывает период с 2010 по 2017 г., что для целей анализа сбалансированной панели данных в совокупности дает 168, 176 и 960 точек наблюдений, соответственно. Анализ отклонений цен акций проводится в сравнении с данными, доступными за 2018 финансовый год.

Основываясь на результаты предыдущих исследований (Хасанов, 2019), автор в работе исследует влияние регрессоров на котировку в четвертый месяц после окончания финансового года. Подобный выбор даты данных о капитализации компаний может быть обоснован двумя мотивами: во-первых, для формирования аудиторского заключения по результатам проверки годовой финансовой отчетности организаций требуется около четырех месяцев, и именно данные, прошедшие проверку, заслуживают большего доверия. Во-вторых, в изученных работах котировки акций для тестирования модели Ольсона чаще всего применяются индивидуально за четвертый месяц. В рамках проведенного анализа для учета котировки за корректный месяц для каждой компании посредством базы Compustat определен месяц, в котором завершается ее финансовый год. Так, для компаний, чей финансовый год оканчивается в декабре, взята котировка за апрель.

Методология проверки валидности модели Ольсона для оценки компаний опирается на изученные эмпирические исследования и использует анализ панельных данных, обладающий большей агрегированностью, эффективностью, количеством степеней свободы, меньшей коллинеарностью показателей в сравнении с перекрестной выборкой и временными рядами (Baltagi, 1995; Ратникова, Фурманов, 2014). В эконометрическом пакете Stata последовательно проведен анализ спецификации модели Ольсона в исследуемый месяц с помощью обыкновенного метода наименьших квадратов (ool), модели с детерминированными (фиксированными) эффектами (fe) и модели со случайными эффектами (re).

Использование метода рыночных мультипликаторов предполагает расчет следующих мультипликаторов: показатели P/E и P/S, коэффициент EV/EBITDA. Сопоставимая компания и компании-аналоги имеют одинаковый код принадлежности к отрасли SIC, приблизительно равные объемы выручки, производят идентичную продукцию и не задействованы в сделках по слиянию или поглощению. Финансовые показатели для расчетов взяты из баз данных Bloomberg, Thomson Reuters Eikon, Capital IQ на момент окончания 2018 финансового года.

Последовательно рассчитав значения мультипликаторов P/E, EV/EBITDA и P/S, автором были получены медианные значения мультипликаторов. После этого на основе корреляционно-регрессионного анализа был получена дисперсия мультипликаторов. Разделив обратное значение дисперсий на их сумму, автор получил веса для получения покомпонентных стоимостей компании. Сумма покомпонентных стоимостей (капитализация компаний) разделена на количество акций в обращении, что дает значение стоимости акции по методу рыночных мультипликаторов.

Прогнозирование денежных потоков проведено для каждой компании, вошедшей в финальную выборку для России, Польши и Франции. Период с 2010 по 2018 г. принят в качестве исторического периода, за который были взяты доступные показатели из финансовых отчетностей. Для удобства компании были кластеризованы по отраслевому признаку (коду SIC), что позволило оперировать основными макроэкономическими и индустриальными детерминантами, которые легли в качестве базы для прогнозирования денежных потоков. Ставка

дисконтирования (по методике CAPM) рассчитана индивидуально для каждой компании с изучаемых рынков. Для компаний, для которых была недоступна финансовая информация, были использованы прогнозные значения параметров из баз данных Bloomberg, Thomson Reuters Eikon и Capital IQ. После расчета приведенной стоимости денежных потоков с учетом терминальной стоимости компаний итоговое значение делится на количество акций в обращении, что позволяет определить стоимость компаний по методу дисконтирования денежных потоков.

Эмпирические результаты Россия (модель Ольсона)

На предварительном этапе тестирования проведен расчет параметров устойчивости аномальной прибыли и «другой информации» на рынке России, представленных в табл. 1.

Таблица 1

Авторегрессионные параметры устойчивости аномальной прибыли и «другой информации» для рынка России

Оцениваемая зависимость	Значения параметров
$\tilde{X}_{t+1}^a = \omega_0 + \omega_1 X_t^a + \tilde{\varepsilon}_{1,t+1}$	$\omega_1 = 0,67^{***}$
$\tilde{V}_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 V_t + \tilde{\varepsilon}_{2,t+1}$	$\gamma_1 = 0,96^{***}$

Справочно: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

Полученные значения параметров ($\omega_1 = 0,67$, $\gamma_1 = 0,96$) статистически значимы и отличны от экстремальных значений — нуля и единицы. Включение указанных параметров в дальнейшие расчеты позволяет статистически адаптировать модель для фондового рынка России.

При сравнении обыкновенного метода наименьших квадратов, модели с детерминированными (фиксированными) эффектами и модели со случайными эффектами статистически значимы оценки коэффициентов в модели с детерминированными эффектами (см. табл. 2).

Таблица 2

Коэффициенты регрессий для рынка России

Переменные	pool	fe	re
bv	0,1919***	0,3112***	0,1934***
abpr	-0,3928***	0,4804***	-0,3881***
oth	0,3662	3,2432***	-0,3860
cons	27,3483	244,9185***	28,2657

Справочно: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$

Качество модели с детерминированными эффектами определяется коэффициентом детерминации (within), равным 0,5518 (см. табл. 3). В последней строке табл. 3 представлен результат теста Вальда: p -уровень $< 0,01$, основная гипотеза отвергается, модель с детерминированными эффектами подходит лучше сквозной регрессии.

Таблица 3

Модель с детерминированными эффектами (Россия)

Переменные	Coef.	Std. Err.	T	P > t	95% Conf. Interval	
bv	0,3111859	0,0281195	18,42	0,000	0,2777444	0,3446275
abpr	0,4803566	0,0732231	11,63	0,000	0,3985655	0,5621477
oth	3,243152	0,1899533	21,21	0,000	2,545827	3,940477
cons	244,9185	9,219302	28,41	0,000	227,8554	261,9817

Справочно: F test that all $u_i = 0$: $F(20, 123) = 55,62$; $\text{Prob} > F = 0,0000$; $R\text{-sq (within)} = 0,5518$

Согласно результату теста Хаусмана, p -уровень $< 0,01$, то есть основная гипотеза отвергается, и выбор следует сделать в пользу модели с фиксированными эффектами (см. табл. 4).

Таблица 4

Тест Хаусмана (Россия)

Переменные	fe	re	Difference
bv	0,311186	0,193418	0,117768
abpr	0,480357	-0,388092	0,868449
oth	3,243152	-0,385995	3,629147

Справочно: H_0 : difference in coefficients not systematic; $\text{chi}^2(3) = 1126,67$; $\text{Prob} > \text{chi}^2 = 0,000$

Оценки коэффициентов при балансовой стоимости собственного капитала (0,31), аномальной прибыли (0,48) и параметре «другой информации» (3,24) значимы на уровне $p < 0,001$. Это позволяет вставить данные финансовых показателей из отчетностей за 2018 финансовый год в уравнение регрессии с полученными коэффициентами и рассчитать оценочное значение котировок акций исследуемого пула компаний по модели Ольсона. Анализ отклонений данного значения от фактического значения приводится далее по тексту.

Россия (метод рыночных мультипликаторов)

Для использования метода рыночных мультипликаторов были взяты данные (по выручке, чистой прибыли, долгосрочному и краткосрочному долгу, денежным средствам, процентным платежам и амортизации) из финансовых отчетностей 21 компаний России по стандартам МСФО по состоянию на 31 декабря 2018 г. В качестве компаний для сравнения были взяты российские и зарубежные компании, отвечающие критериям, указанным в методологии исследования. В качестве зарубежных аналогов взяты компании с идентичным кодом SIC из Польши и Франции. Последовательно рассчитав значения мультипликаторов P/E, EV/EBITDA и P/S, автором были получены медианные значения мультипликаторов. В случае коэффициента EV/EBITDA было проведено дополнительное очищение от долга. Для каждого мультипликатора был рассчитан обратный коэффициент дисперсии. Разделив каждое полученное значение на их сумму, автор получил веса для получения покомпонентных стоимостей компании. Из базы данных Compustat были получены значения количества акций в обращении, после чего рассчитаны стоимости компаний по методу рыночных мультипликаторов (см. рис. 1).

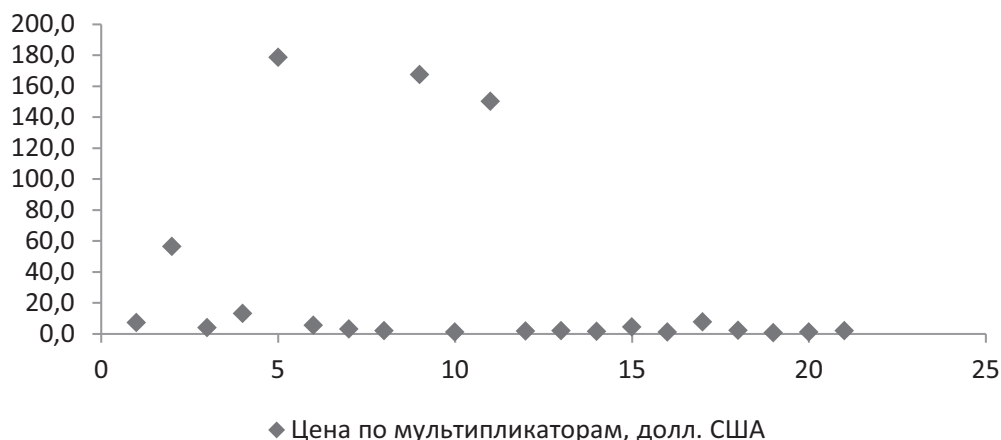


Рис. 1. Стоимости компаний, полученные методом рыночных мультипликаторов (Россия)

Анализ отклонений среднего значения по модели рыночных мультипликаторов, полученного путем деления стоимости акционерного капитала на число акций в обращении, в сравнении с фактической ценой акции приводится далее по тексту.

Россия (модель дисконтирования денежных потоков)

Прогноз денежных потоков строится на пять лет (с 2019 по 2023 финансовый год). При этом для 15 компаний России расчеты проводились индивидуально в соответствии с построенными уравнениями регрессии, привязанными к макроэкономическим и отраслевым детерминантам, а для 6 компаний в силу отсутствия необходимых данных прогноз был взят из баз данных Bloomberg, Thomson Reuters Eikon и Capital IQ. Далее для расчета приведенной стоимости каждой компании используется своя ставка дисконтирования. Для 21 компании России ставка дисконтирования рассчитывается по методике CAPM и находится в диапазоне от 11,4 до 18,3% в зависимости от исторических котировок и коэффициента бета компаний. Сложением приведенных стоимостей с терминальной стоимостью компаний было получено оценочное значение стоимости акционерного капитала. Из базы данных CompuStat было получено количество акций в обращении по состоянию на конец 2018 финансового года. Далее проведен расчет стоимостей по модели дисконтирования денежных потоков (см. рис. 2).

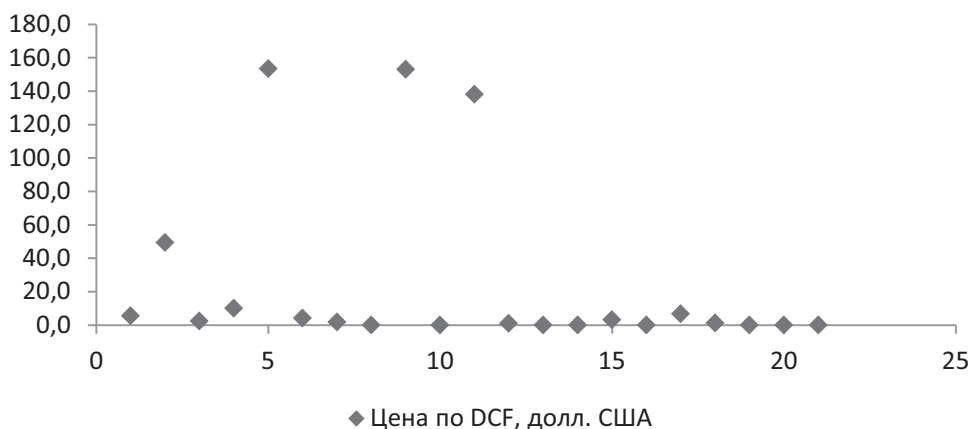


Рис. 2. Стоимости компаний, полученные по модели дисконтирования денежных потоков (Россия)

Анализ отклонений среднего значения по модели дисконтирования денежных потоков, полученного путем деления стоимости акционерного капитала на число акций в обращении, от фактической цены акций приводится в табл. 5.

Таблица 5

Отклонения оценок моделей от фактической цены акций для рынка России

Модель оценки	Отклонение, %
Модель Ольсона	-12,7
Метод рыночных мультипликаторов	26,7
Модель дисконтирования денежных потоков	8,9

Сопоставив результаты оценок по изложенным выше методам, можно прийти к выводу, что модель дисконтирования денежных потоков дает цену акций, наиболее приближенную к фактической цене, переоценивая рынок на 8,9%. В свою очередь, модель Ольсона недооценивает стоимость акционерного капитала компаний Польши на 12,7%. Наибольшее отклонение наблюдается по методу рыночных мультипликаторов (26,7%), что может быть вызвано подбором компаний-аналогов для исследуемых компаний.

Польша (модель Ольсона)

На предварительном этапе тестирования проведен расчет параметров устойчивости аномальной прибыли и «другой информации» на рынке Польши, представленный в табл. 6.

Таблица 6

Авторегрессионные параметры устойчивости аномальной прибыли и «другой информации» для рынка Польши

Оцениваемая зависимость	Значения параметров
$\tilde{x}_{t+1}^a = \omega_0 + \omega_1 x_t^a + \tilde{\varepsilon}_{1,t+1}$	$\omega_1 = 0,89^{***}$
$\tilde{v}_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 v_t + \tilde{\varepsilon}_{2,t+1}$	$\gamma_1 = 0,95^{***}$

Справочно: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

Полученные значения параметров ($\omega_1 = 0,89$, $\gamma_1 = 0,95$) статистически значимы и отличны от экстремальных значений — нуля и единицы. Включение указанных параметров в дальнейшие расчеты позволяет статистически адаптировать модель для рынка Польши.

Согласно данным анализа, статистически значимы оценки коэффициентов в модели с детерминированными (фиксированными) эффектами (см. табл. 7).

Таблица 7

Коэффициенты регрессий для рынка Польши

Переменные	pool	fe	re
bv	3,4639***	5,7664***	3,6265***
abpr	-0,4689	3,8421*	1,1720
oth	18,1450***	27,2611***	18,3270***
cons	-44,1153***	-92,3993***	-46,2025***

Справочно: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

В табл. 8 показано, что коэффициент детерминации (within) равен 0,6352, что определяет качество модели с детерминированными эффектами. Тест Вальда показал, что модель с детерминированными эффектами (fe) подходит лучше сквозной регрессии (pool).

Таблица 8

**Модель с детерминированными эффектами
(Польша)**

Переменные	Coef.	Std. Err.	t	$P > t $	95% Conf. Interval	
bv	5,766424	0,4559237	12,21	0,000	4,857371	6,735876
abpr	3,842127	2,722146	2,22	0,000	2,215533	9,521322
oth	27,261071	2,862238	7,86	0,000	17,54021	29,34503
cons	-92,3993	9,644753	10,07	0,000	-120,1191	-80,6796

Справочно: F test that all $u_i = 0$: $F(21, 129) = 5,74$; $\text{Prob} > F = 0,0000$; $R\text{-sq (within)} = 0,6352$

Согласно результату теста Хаусмана, p -уровень $< 0,01$, то есть основная гипотеза отвергается, и выбор следует сделать в пользу модели с фиксированными эффектами (см. табл. 9).

Таблица 9

Тест Хаусмана (Польша)

Переменные	fe	re	difference
bv	5,766424	3,626519	2,139905
abpr	3,842127	1,172012	2,670115
oth	27,261071	18,327014	8,934057

Справочно: H_0 : difference in coefficients not systematic; $\chi^2(3) = 35,41$; $\text{Prob} > \chi^2 = 0,0000$

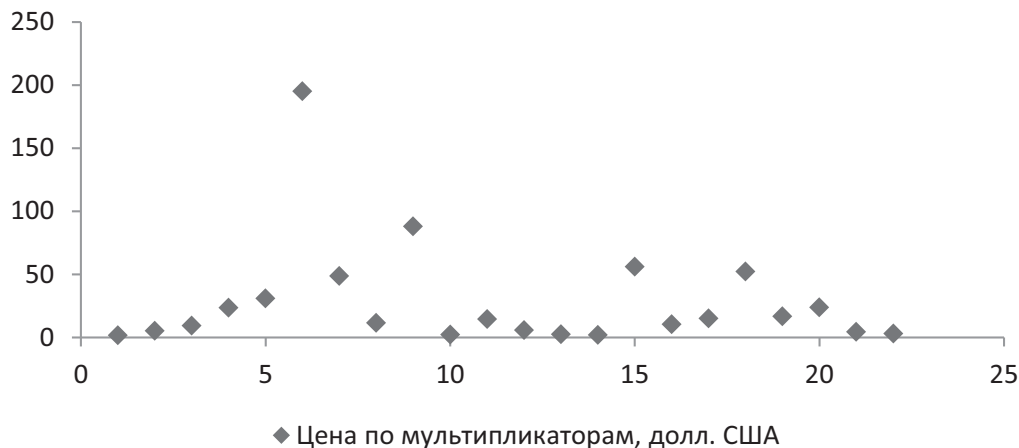
Оценки коэффициентов при балансовой стоимости собственного капитала (5,77) и параметре «другой информации» (27,26) значимы на уровне $p < 0,001$, при аномальной прибыли (3,84) — на уровне $p < 0,05$. Это позволяет вставить данные финансовых показателей из отчетностей за 2018 финансовый год в уравнение регрессии с полученными коэффициентами и рассчитать оценочное значение котировок акций исследуемого пула компаний по модели Ольсона. Анализ отклонений данного значения в сравнении с фактическим значением приводится далее по тексту.

Польша

(метод рыночных мультипликаторов)

Для использования метода рыночных мультипликаторов были взяты данные (по выручке, чистой прибыли, долгосрочному и краткосрочному долгу, денежным средствам, процентным платежам и амортизации) из финансовых отчетностей 22 компаний Польши по стандартам МСФО по состоянию на 31 декабря 2018 г. В качестве компаний для сравнения были взяты российские и зарубежные компании, отвечающие критериям, указанным в методологии исследования. В качестве зарубежных аналогов взяты компании с идентичным кодом SIC из России и Франции. Последовательно рассчитав значения мультипликаторов P/E , $EV/EBITDA$ и P/S , автором были получены медианные значения мультипликаторов. В случае коэффициента $EV/EBITDA$ было проведено дополнительное очищение от долга. Для каждого мультипликатора был

рассчитан обратный коэффициент дисперсии. Разделив каждое полученное значение на их сумму, автор получил веса для получения покомпонентных стоимостей компании. Из базы данных Compustat были получены значения количества акций в обращении, после чего рассчитаны стоимости компаний по методу рыночных мультипликаторов (см. рис. 3).



◆ Цена по мультипликаторам, долл. США
Рис. 3. Стоимости компаний, полученные методом рыночных мультипликаторов (Польша)

Анализ отклонений среднего значения по модели рыночных мультипликаторов, полученного путем деления стоимости акционерного капитала на число акций в обращении, в сравнении с фактической ценой акции приводится далее по тексту.

Польша (модель дисконтирования денежных потоков)

Прогноз денежных потоков строится на пять лет (с 2019 по 2023 финансовый год). При этом для 17 компаний Польши расчеты проводились индивидуально в соответствии с построенными уравнениями регрессии, привязанными к макроэкономическим и отраслевым детерминантам, а для 5 компаний в силу отсутствия необходимых данных прогноз был взят из баз данных Bloomberg, Thomson Reuters Eikon и Capital IQ. Далее для расчета приведенной стоимости каждой компании используется своя ставка дисконтирования. Для 22 компаний Польши ставка дисконтирования рассчитывается по методике CAPM и находится в диапазоне от 10,1 до 14,4% в зависимости от исторических котировок и коэффициента бета компаний. Сложением приведенных стоимостей с терминальной стоимостью компаний было получено оценочное значение стоимости акционерного капитала. Из базы данных Compustat было получено количество акций в обращении по состоянию на конец 2018 финансового года. Далее проведен расчет стоимостей по модели дисконтирования денежных потоков (см. рис. 4).

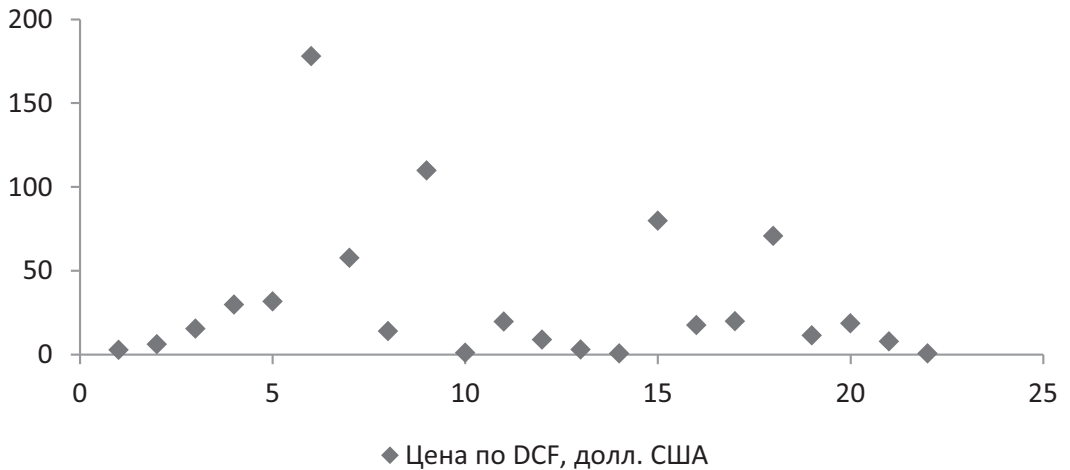


Рис. 4. Стоимости компаний, полученные по модели дисконтирования денежных потоков (Польша)

Анализ отклонений среднего значения по модели дисконтирования денежных потоков, полученного путем деления стоимости акционерного капитала на число акций в обращении, в сравнении с фактической ценой акции приводится в табл. 10.

Таблица 10

Отклонения оценок моделей от фактической цены акций для рынка Польши

Модель оценки	Отклонение, %
Модель Ольсона	-9,1
Метод рыночных мультипликаторов	-14,3
Модель дисконтирования денежных потоков	5,5

Сопоставив результаты оценок по изложенным выше методам, можно прийти к выводу, что модель дисконтирования денежных потоков дает цену акций, наиболее приближенную к фактической, переоценивая рынок на 5,%. В свою очередь, модель Ольсона недооценивает стоимость акционерного капитала компаний Польши на 9,1%. Наибольшее отклонение наблюдается по методу рыночных мультипликаторов (минус 14,3%), что может быть вызвано подбором компаний-аналогов для исследуемых компаний.

Франция (модель Ольсона)

На предварительном этапе тестирования проведен расчет параметров устойчивости аномальной прибыли и «другой информации» на рынке Франции, представленный в табл. 11.

Таблица 11

Авторегрессионные параметры устойчивости аномальной прибыли и «другой информации» для рынка Франции

Оцениваемая зависимость	Значения параметров
$\tilde{x}^a_t = \omega_0 + \omega_1 x^a_t + \tilde{\varepsilon}_t$	$\omega_1 = 0,77^{***}$
$\tilde{v}_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 v_t + \tilde{\varepsilon}_{2,t+1}$	$\gamma_1 = 0,48^{***}$

Справочно: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

Полученные значения параметров ($\omega_1 = 0,77$, $\gamma_1 = 0,48$) статистически значимы и отличны от экстремальных значений — нуля и единицы. Включение указанных параметров в дальнейшие расчеты позволяет статистически адаптировать модель для рынка Франции.

Согласно данным из табл. 12, статистически значимы оценки коэффициентов в модели с детерминированными эффектами.

Таблица 12

Коэффициенты регрессий для рынка Франции

Переменные	pool	fe	re
bv	0,3555**	0,5644***	0,5771**
abpr	-0,2471	1,1204*	0,3381
oth	0,3188	6,8799***	9,3226***
cons	26,0741***	14,9711***	-1,8839

Справочно: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

Качество модели с детерминированными эффектами определяется коэффициентом детерминации (within), равным 0,3681 (см. табл. 13). Согласно результату теста Вальда: p -уровень $< 0,01$, основная гипотеза отвергается, модель с детерминированными эффектами (fe) подходит лучше сквозной регрессии (pool).

Таблица 13

Модель с детерминированными эффектами (Франция)

Переменные	Coef.	Std. Err.	T	$P > t $	95% Conf. Interval	
bv	0,564429	0,1235262	5,17	0,000	0,3539695	0,7867329
abpr	1,120373	0,5844213	1,93	0,000	-0,0182731	2,038322
oth	6,879941	0,733127	8,09	0,000	5,593162	9,179011
cons	14,971143	3,467139	3,93	0,000	7,698818	23,08253

Справочно: F test that all $u_i = 0$: $F(120, 765) = 11,50$; $\text{Prob} > F = 0,0000$; $R\text{-sq (within)} = 0,3681$

Для сравнения модели с фиксированными эффектами и модели со случайными эффектами проведен тест Хаусмана. Согласно результату теста Хаусмана, p -уровень $< 0,01$, то есть основная гипотеза отвергается, и выбор следует сделать в пользу модели с фиксированными эффектами (см. табл. 14).

Таблица 14

Тест Хаусмана (Франция)

Переменные	fe	re	Difference
bv	0,564429	0,577125	-0,012696
abpr	1,120373	0,338105	0,782268
oth	6,879941	9,322585	-2,442644

Справочно: H_0 : difference in coefficients not systematic; $\chi^2(3) = 61,22$; $\text{Prob} > \chi^2 = 0,0000$

Оценки коэффициентов при балансовой стоимости собственного капитала (0,56) и параметре «другой информации» (6,88) значимы на уровне $p < 0,001$, при аномальной прибыли (1,12) — на уровне $p < 0,05$. Это позволяет использовать

данные финансовых показателей из отчетностей за 2018 финансовый год в уравнении регрессии с полученными коэффициентами и рассчитать оценочное значение котировок акций исследуемого пула компаний по модели Ольсона. Анализ отклонений данного значения в сравнении с фактическим значением приводится далее по тексту.

Франция (метод рыночных мультипликаторов)

Для использования метода рыночных мультипликаторов были взяты данные (по выручке, чистой прибыли, долгосрочному и краткосрочному долгу, денежным средствам, процентным платежам и амортизации) из финансовых отчетностей 120 компаний Франции по стандартам МСФО по состоянию на 31 декабря 2018 г. В качестве компаний для сравнения были взяты российские и зарубежные компании, отвечающие критериям, указанным в методологии исследования. В качестве зарубежных аналогов взяты компании с идентичным кодом SIC из России и Польши. Последовательно рассчитав значения мультипликаторов P/E, EV/EBITDA и P/S, автором были получены медианные значения мультипликаторов. В случае коэффициента EV/EBITDA было проведено дополнительное очищение от долга. Для каждого мультипликатора был рассчитан обратный коэффициент дисперсии. Разделив каждое полученное значение на их сумму, автор получил веса для получения покомпонентных стоимостей компании. Из базы данных Compustat были получены значения количества акций в обращении, после чего рассчитаны стоимости компаний по методу рыночных мультипликаторов (см. рис. 5).

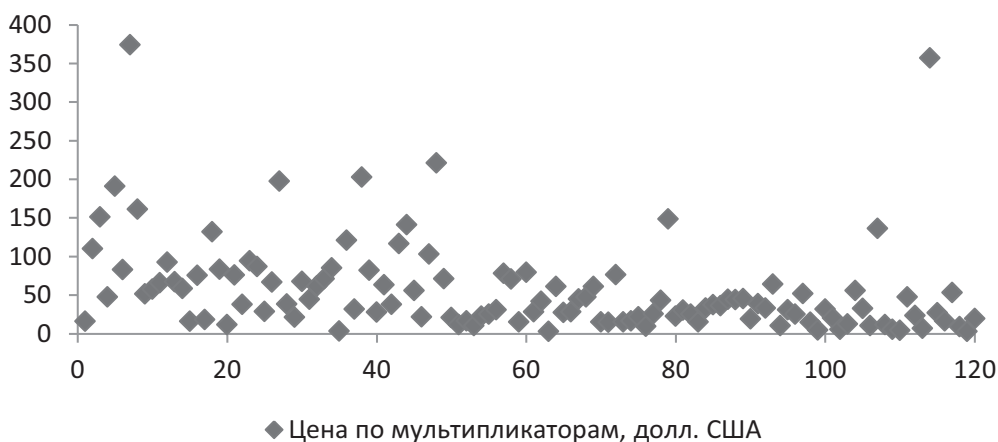


Рис. 5. Стоимости компаний, полученные методом рыночных мультипликаторов (Франция)

Анализ отклонений среднего значения по модели рыночных мультипликаторов, полученного путем деления стоимости акционерного капитала на число акций в обращении, в сравнении с фактической ценой акции приводится далее по тексту.

Франция (модель дисконтирования денежных потоков)

Прогноз денежных потоков строится на пять лет (с 2019 по 2023 финансовый год). При этом для 84 компаний Франции расчеты проводились индивидуально в соответствии с построенными уравнениями регрессии, привязанными к макроэкономическим и отраслевым детерминантам, а для 36 компаний в силу

отсутствия необходимых данных прогноз был взят из баз данных Bloomberg, Thomson Reuters Eikon и Capital IQ. Далее для расчета приведенной стоимости каждой компании используется своя ставка дисконтирования. Для 120 компаний Франции ставка дисконтирования рассчитывается по методике CAPM и находится в диапазоне от 7,5 до 12,1% в зависимости от исторических котировок и коэффициента бета компаний. Сложением приведенных стоимостей с терминальной стоимостью компаний было получено оценочное значение стоимости акционерного капитала. Из базы данных Compustat было получено количество акций в обращении по состоянию на конец 2018 финансового года. Далее проведен расчет стоимостей по модели дисконтирования денежных потоков (см. рис. 6).

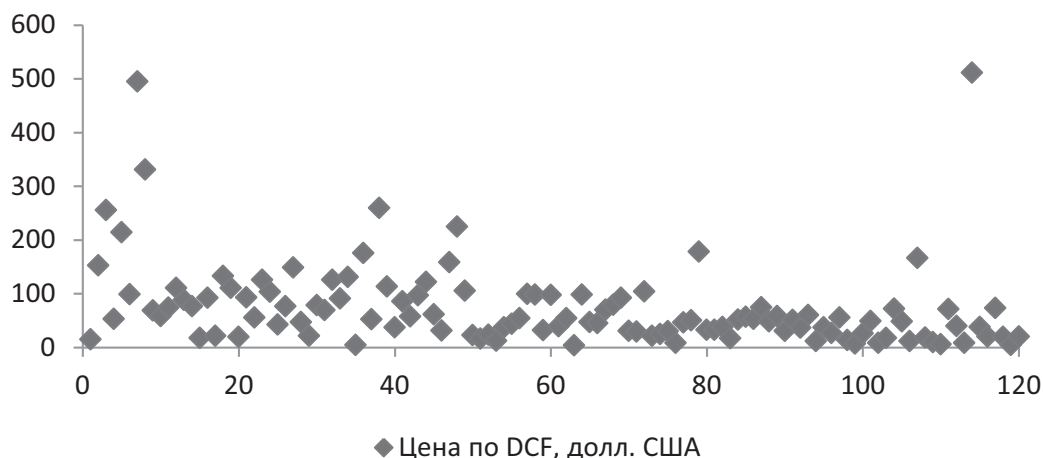


Рис. 6. Стоимости компаний, полученные по модели дисконтирования денежных потоков (Франция)

Анализ отклонений среднего значения по модели дисконтирования денежных потоков, полученного путем деления стоимости акционерного капитала на число акций в обращении, в сравнении с фактической ценой акции приводится в табл. 15.

Таблица 15

**Отклонения оценок моделей от фактической цены акций
для рынка Франции**

Метод оценки	Отклонение, %
Модель Ольсона	-5,8
Метод рыночных мультипликаторов	18,0
Модель дисконтирования денежных потоков	7,9

Сопоставив результаты оценок по изложенным выше методам, можно заключить, что модель Ольсона дает цену акций, наиболее приближенную к фактической, недооценивая рынок на 5,8%. В свою очередь, метод рыночных мультипликаторов и модель дисконтирования денежных потоков переоценивают стоимость акционерного капитала компаний России на 18,0 и 7,9%, соответственно. Сильное отклонение по методу рыночных мультипликаторов может быть связано со сложностью подбора компаний-аналогов для исследуемых компаний.

Заключение

Существует большое количество методов оценки стоимости компаний, часть которых относится к «классическим» (метод рыночных мультипликаторов и модель дисконтирования денежных потоков). Во главу угла относительно новой модели оценки стоимости компаний, предложенной в 1995 г. Джеймсом Ольсоном, поставлены показатели деятельности компаний из финансовой отчетности и параметр «другой информации».

Целью данного исследования являлось проведение сравнительного анализа способности модели Ольсона, методов рыночных мультипликаторов и дисконтирования денежных потоков к оценке стоимости компаний на рынках России, Польши и Франции. Для достижения данной цели были поставлены соответствующие задачи, которые выполнены в ходе исследования.

На основании проведенного анализа следует вывод о состоятельности модели Ольсона для исследуемых компаний на рынке России, Польши и Франции при полученных регрессионных коэффициентах. Стоит отметить, что для всех трех рынков оценки по модели Ольсона недооценивают стоимость компаний (на 13, 9, 6%, соответственно).

По результатам анализа можно заключить, что модель Ольсона лучше объясняет движение котировок акций компаний в сравнении с методом рыночных мультипликаторов для России, Польши и Франции, в силу меньшего отклонения оценок от фактического значения. Сильное отклонение по методу рыночных мультипликаторов может быть связано со сложностью подбора компаний-аналогов для исследуемых компаний.

Для Франции модель Ольсона оказалась наилучшей из трех протестированных, а для России и Польши стоимость акционерного капитала исследуемых компаний по модели дисконтирования денежных потоков имела меньшее отклонение от фактической стоимости относительно оценок модели Ольсона (8,9 и 5,5% против 12,7 и 9,1%). Возможное объяснение состоит в том, что для инвесторов в компании развивающихся стран в силу слабой эффективности рынка большее значение приобретают нефинансовые индикаторы деятельности.

Источники

- Ратникова Т. А., Фурманов К. К.* Анализ панельных данных и данных о длительности состояний. М., 2014.
- Хасанов А. Б.* Оценка стоимости компаний на основе модели Ольсона на примере развитых рынков Европы // *Финансы и кредит.* 2019. Т. 25. № 5. С. 1205–1226.
- Arrow K.* Alternative Approaches to the Theory of Choice in risk-taking Situations // *Econometrica.* 1951. Vol. 19. P. 404–437.
- Arrow K., Debreu G.* Existence of Equilibrium for a Competitive Economy // *Econometrica.* 1954. Vol. 22. P. 265–290.
- Balachandran S., Mohanram P.* Is the Decline in the Value Relevance of Accounting Driven by Increased Conservatism // *Review of Accounting Studies.* 2011. Vol. 16. Iss. 2. P. 272–301.
- Baltagi B.* *Econometric Analysis of Panel Data.* N. Y., 1995.
- Black F.* Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing // *Journal of Business.* 1972. Vol. 45. Iss. 3. P. 444–455.
- Fama E., Macbeth J.* Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests // *Journal of Political Economy.* 1973. Vol. 71. P. 607–636.
- Knight F.* *Risk, Uncertainty and Profit.* Boston, 1921.
- Kouki A.* IFRS and Value Relevance: A Comparison Approach Before and After IFRS Conversion in the European Countries // *Journal of Applied Accounting Research.* 2018. Vol. 19. Iss. 1. P. 60–80.

- Lintner J. The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets // *Review of Economic Statistics*. 1965. P. 13–37.
- Markowitz H. Portfolio Selection // *Journal of Finance*. 1952. Vol. 7. P. 77–91.
- Mossin J. Equilibrium in a Capital Asset Market // *Econometrica*. 1966. Vol. 34. Iss. 4. P. 768–783.
- Ohlson J. Earnings, book values and dividends in equity valuation // *Contemporary Accounting Research*. 1995. Vol. 11. Iss. 2. P. 661–687.
- Ohlson J. Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation: an empirical perspective // *Contemporary Accounting Research*. 2001. Vol. 18. Iss. 1. P. 107–120.
- Okafor O., Anderson M., Warsame H. IFRS and Value Relevance: Evidence Based on Canadian Adoption // *International Journal of Managerial Finance*. 2016. Vol. 12. Iss. 2. P. 136–160.
- Penman S., Sougiannis T. Comparison of Dividend, Cash Flow, and Earnings Approaches to Equity Valuation // *Contemporary Accounting Research*. 1998. Vol. 15. Iss. 3. P. 343–383.
- Perek A., Perek S. Residual Income Versus Discounted Cash Flow Valuation Models: an Empirical Study // *Accounting & Taxation*. 2012. Vol. 4. Iss. 2. P. 57–64.
- Roll R. A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests: Part I: on Past and Potential Testability of the Theory // *Journal of Financial Economics*. 1977. Vol. 4. P. 129–176.
- Sharpe W. A Simplified Model of Portfolio Analysis // *Management Science*. 1963. Vol. 9. P. 277–293.
- Sharpe W. Capital Asset Prices: a Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk // *Journal of Finance*. 1964. Vol. 19. P. 425–442.
- Zhang X. Value Relevance of Historical Information and Forecast Information in China: Empirical Evidence Based on the Ohlson and Feltham–Ohlson models // *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*. 2016. Vol. 20. Iss. 3. P. 14–27.

References

- Arrow K. Alternative approaches to the theory of choice in risk-taking situations. *Econometrica*, 1951, vol. 19, pp. 404–437.
- Arrow K., Debreu G. Existence of equilibrium for a competitive economy. *Econometrica*, 1954, vol. 22, pp. 265–290.
- Balachandran S., Mohanram P. Is the decline in the value relevance of accounting driven by increased conservatism. *Review of Accounting Studies*, 2011, vol. 16, iss. 2, pp. 272–301.
- Baltagi B. *Econometric analysis of panel data*. New York, 1995.
- Black F. Capital market equilibrium with restricted borrowing. *Journal of Business*, 1972, vol. 45, iss. 3, pp. 444–455.
- Fama E., Macbeth J. Risk, return, and equilibrium: empirical tests. *Journal of Political Economy*, 1973, vol. 71, pp. 607–636.
- Khassanov A. B. Otsenka stoimosti kompanij na osnove modeli Ol'sona na primere razvityh rynkov Evropy [Business valuation through the Ohlson model: Evidence from the advanced markets of Europe]. *Finansy i kredit [Finance and Credit]*, 2019, vol. 25, iss. 5, pp. 1205–1226. (In Russian)
- Knight F. *Risk, Uncertainty and Profit*. Boston, 1921.
- Kouki A. IFRS and value relevance: A comparison approach before and after IFRS conversion in the European countries. *Journal of Applied Accounting Research*, 2018, vol. 19, iss. 1, pp. 60–80.
- Lintner J. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economic Statistics*, 1965, pp. 13–37.
- Markowitz H. Portfolio selection. *Journal of Finance*, 1952, vol. 7, pp. 77–91.
- Mossin J. Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, 1966, vol. 34, iss. 4, pp. 768–783.
- Ohlson J. Earnings, book values and dividends in equity valuation. *Contemporary Accounting Research*, 1995, vol. 11, iss. 2, pp. 661–687.
- Ohlson J. Earnings, book values, and dividends in equity valuation: an empirical perspective. *Contemporary Accounting Research*, 2001, vol. 18, iss. 1, pp. 107–120.
- Okafor O., Anderson M., Warsame H. IFRS and value relevance: evidence based on Canadian adoption. *International Journal of Managerial Finance*, 2016, vol. 12, iss. 2, pp. 136–160.
- Penman S., Sougiannis T. Comparison of Dividend, Cash Flow, and Earnings Approaches to Equity Valuation. *Contemporary Accounting Research*, 1998, vol. 15, iss. 3, pp. 343–383.
- Perek A., Perek S. Residual income versus discounted cash flow valuation models: an empirical study. *Accounting & Taxation*, 2012, vol. 4, iss. 2, pp. 57–64.
- Ratnikova T. A., Furmanov K. K. *Analiz panel'nyh dannyh i dannyh o dlitel'nosti sostoyanij [Panel data and state duration data analysis]*. Moscow, 2014. (In Russian)

Roll R. A critique of the asset pricing theory's tests: Part I: on past and potential testability of the theory. *Journal of Financial Economics*, 1977, vol. 4, pp. 129–176.

Sharpe W. A simplified model of portfolio analysis. *Management Science*, 1963, vol. 9, pp. 277–293.

Sharpe W. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 1964, vol. 19, pp. 425–442.

Zhang X. Value relevance of historical information and forecast information in China: empirical evidence based on the Ohlson and Feltham–Ohlson models. *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, 2016, vol. 20, iss. 3, pp. 14–27.