

ФИНАНСОВАЯ ЭКОНОМИКА

Н. И. Берзон¹

НИУ «Высшая школа экономики» (Москва, Россия)

А. Б. Хасанов²

НИУ «Высшая школа экономики» (Москва, Россия)

ОЦЕНКА СТОИМОСТИ КОМПАНИЙ РАЗВИВАЮЩИХСЯ РЫНКОВ ЕВРОПЫ НА ОСНОВЕ МОДЕЛИ ОЛЬСОНА

В данной статье изучается модель Ольсона как альтернативный способ объяснения динамики рыночных котировок публичных компаний развивающихся стран Европы. В общем виде модель Ольсона представляет собой эконометрическую модель, учитывающую показатели финансовых отчетностей компаний и параметр «другой информации». Цель данного исследования заключается в проведении сравнительного анализа способности модели Ольсона к оценке стоимости компаний на развивающихся рынках Европы. Научная новизна заключается в том, что работа является первым эмпирическим исследованием, в котором одновременно тестируется значимость модели Ольсона на развивающихся рынках Европы. Анализ панельных данных за семь последовательных лет демонстрирует состоятельность модели Ольсона в целом для региона развивающихся стран Европы и для рынков Польши и России. Полученные результаты сопоставимы с выводами статей, объектами в которых выступают развивающиеся рынки стран Латинской Америки и Азии.

Ключевые слова: модель Ольсона, оценка стоимости, детерминированные эффекты, развивающиеся рынки.

Цитировать статью: Берзон Н.И., Хасанов А.Б. Оценка стоимости компаний развивающихся рынков Европы на основе модели Ольсона // Вестник Московского университета. Серия 6. Экономика. — 2019. — № 5. — С. 92—115.

¹ Берзон Николай Иосифович, д.э.н., профессор факультета экономических наук НИУ ВШЭ; e-mail: nberzon@hse.ru

² Хасанов Адиль Болатович, аспирант факультета экономических наук НИУ ВШЭ; e-mail: adil_khassanov@mail.ru

N. I. Berzon

NRU Higher School of Economics (Moscow, Russia)

A. B. Khassanov

NRU Higher School of Economics (Moscow, Russia)

OHLSON MODEL-BASED VALUATION OF COMPANIES IN EUROPEAN EMERGING MARKETS

This article examines the Ohlson model as an alternative way to explain the dynamics of public companies' market quotations in emerging countries of Europe. In general, Ohlson model is an econometric model that takes into account companies' financial statements and parameter of "other" information. The purpose of this study is to conduct a comparative analysis of the ability of Ohlson model to estimate the value of companies in emerging markets of Europe. The scientific novelty lies in the following fact: this paper is the first empirical research that simultaneously tests the significance of Ohlson model in emerging countries of Europe. Panel data analysis for seven consecutive years demonstrates the significance of Ohlson model for the whole region of emerging European economies and for markets of Poland and Russia. The results obtained are comparable to findings of the authors who have examined the emerging markets of Latin America and Asia.

Key words: Ohlson model, valuation, fixed effects model, emerging markets.

To cite this document: *Berzon N.I., Khassanov A.B. (2019). Ohlson model based valuation of companies in European emerging markets. Moscow University Economic Bulletin, (5), 92–115.*

Введение

Актуальность рассмотрения тематики ценообразования акций как финансового инструмента заключается в широком использовании инвесторами данного финансового актива в процессе формирования и управления инвестиционным портфелем. Акции обеспечивают своим держателям более высокую доходность в сравнении с государственными облигациями, однако, как правило, сопряжены с более высокой степенью риска. Как следствие, для оптимизации уровня риска инвестору необходимо детально подходить к оценке стоимости компаний, входящих в портфель.

Цель данного исследования заключается в проведении сравнительного анализа способности модели Ольсона оценить стоимость компаний на развивающихся рынках Европы.

Достижение обозначенной цели в настоящем исследовании потребовало решения следующих задач:

1. Выявления и описания сущности экономической модели Ольсона;

2. Изложения результатов эмпирических исследований, которые были проведены на основе данных развивающихся стран и методологически базировались на положениях модели Ольсона;
3. Тестирования значимости модели Ольсона для развивающихся стран Европы на основе доступной информации.

В основе данной статьи лежит альтернативная методика, предложенная Джеймсом Ольсоном в 1995 г. в статье «Earnings, book values and dividends in equity valuation». Модель Ольсона в общем виде представляет собой эконометрическую модель, направленную на объяснение рыночных котировок с помощью показателей финансовых отчетностей и параметра «другой информации». С момента публикации научной работы модель была апробирована на реальных экономических данных более чем 20 развитых и развивающихся рынков мира, что свидетельствует о наличии высокой степени академического интереса. Подавляющее большинство исследований подтверждает состоятельность применимости модели Ольсона для оценки стоимости компаний как на развитых, так и на развивающихся рынках.

Период проанализированных публикаций по развивающимся рынкам охватывает интервал с 2008 по 2017 г. Источники различаются географическим положением регионов, датами публикации и периодами выборки данных, однако ключевым параметром классификации является применяемая в статьях методология, включающая в большинстве случаев анализ временных рядов и перекрестную выборку или анализ панельных данных как сочетание предыдущих способов. Одним из важных моментов в анализе работ выступает спецификация модели Ольсона, а точнее, включение или игнорирование параметра «другой информации», что косвенно свидетельствует об уровне академической сложности авторских решений.

Научная новизна данной статьи заключается в том, что работа является первым эмпирическим исследованием, в котором одномоментно тестируется значимость модели Ольсона на развивающихся рынках Европы, в частности особый интерес представляют результаты, полученные по фондовому рынку России.

В работе тестируется модель Ольсона для компаний из следующих развивающихся стран Европы: Турции, Польши, России, Болгарии, Хорватии и Венгрии. Эмпирическое тестирование 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 семь последовательных лет. На основании проведенного анализа сделан вывод о состоятельности модели Ольсона для исследуемых компаний на рынке России. Для российских компаний оценки коэффициентов при всех регрессорах значимы на уровне $p < 0,001$. Коэффициент детерминации составляет 75%.

Далее статья структурирована следующим образом: в первом разделе приводится описание теоретического материала, изначально предложенного Джеймсом Ольсоном, во втором — обзор содержания работ, объекты исследования которых представляли развивающиеся рынки мира. Третий раздел раскрывает использованную автором методологию, а в четвертом изложены полученные результаты в разрезе региона и стран (Россия, Турция, Польша).

Новаторский подход Джеймса Ольсона

В 1995 г. Джеймс Ольсон в статье «Earnings, book values and dividends in equity valuation» предложил гибридную модель объяснения рыночных котировок 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. Модель Ольсона базируется на следующих предположениях [Ohlson, 1995].

Приведенный поток ожидаемых дивидендных выплат, дисконтированный по безрисковой ставке, определяет рыночную стоимость компании:

$$P_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t[\tilde{d}_{t+\tau}]}{(1+r_f)^\tau}, \quad (1)$$

где P_t — рыночная стоимость компании на дату t ; d_t — размер выплаченных чистых дивидендов на дату t ; r_f — безрисковая ставка процента, принимается нестохастической переменной; $E[\cdot]$ — оператор математического ожидания на дату t .

Соотношение чистого прироста показывает зависимость балансовой стоимости собственного капитала, чистой прибыли и дивидендов при условии, что все отражено в финансовой отчетности.

$$bv_t = bv_{t-1} + x_t - d_t, \quad (2)$$

где bv_t — балансовая стоимость собственного капитала; x_t — размер чистой прибыли за период $(t-1, t)$.

При этом вводится понятие аномальной прибыли, показывающей разницу между нормальной величиной прибыли и балансовой стоимостью собственного капитала с корректировкой на ставку дисконтирования:

$$x_t^a = x_t - r_f * bv_{t-1}. \quad (3)$$

Описанные выше предположения заключают, что принятие решения касательно текущих и ожидаемых дивидендных выплат не влияет на величину текущей и будущей прибыли.

Содержание заключительной предпосылки сводится к тому, что аномальная прибыль следует процессу авторегрессии, стремится к 0 в бесконечности и определяется по формуле:

$$\tilde{x}_{t+1}^a = \omega x_t^a + v_t + \tilde{\epsilon}_{1,t+1}, \quad (4)$$

$$\tilde{v}_{t+1} = \gamma v_t + \tilde{\epsilon}_{2,t+1},$$

где $\tilde{\epsilon}_{1,t+1}$ — непредсказуемые ошибки наблюдения с нулевой дисперсией; ω — параметр постоянства аномальной прибыли ($0 \leq \omega < 1$); γ — постоянный параметр для v_t , ($0 \leq \gamma < 1$); v_t — показатель «другой информации», совокупность данных, не отраженных в текущей финансовой отчетности, но которая повлияет на будущую отчетность.

Линейная спецификация модели в работе сводится к следующей зависимости:

$$P_t = b v_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 v_t. \quad (5)$$

Балансовая стоимость собственного капитала эквивалентна разнице между активами и обязательствами компании, т.е. балансовой стоимости ее чистых активов. Вторым компонентом модели является аномальная прибыль. Далее выбирается показатель чистой прибыли после выплаты дивидендов, а балансовая стоимость чистых активов корректируется на величину ставки дисконтирования. По поводу того, что принимать в качестве ставки дисконтирования, в научном мире есть разногласия. Одна из идей заключается в использовании безрисковой ставки по государственным ценным бумагам. Альтернативный вариант — применять методику 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, т.е. 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 Р/Е отдельной компании и конкретной отрасли; прочие финансовые мультипликаторы; макроэкономические данные; фондовые индексы.

Далее в хронологическом порядке представлен обзор ключевых эмпирических исследований модели Ольсона на *развитых и развивающихся* рынках.

Обзор литературы

Одним из фундаментальных эмпирических исследований по тестированию модели Ольсона на рынке *США* является статья [Dechow et al., 1999]. Особенность данной работы заключается в расчете параметров устойчивости ω и γ . Собрав годовые данные по компаниям с 1976 по 1995 г., авторы сформировали выборку в 50 133 наблюдения. В качестве параметра «другой информации» авторы рассматривают аналитические консенсус-прогнозы прибыли будущего периода из ресурса I/B/E/S. Изучая процесс авторегрессии аномальной прибыли, авторы построили регрессии $AR(1)$ и $AR(4)$. Применение анализа панельных данных позволило выявить, что $\omega = 0,62$, а $\gamma = 0,32$. Также авторами построено две спецификации перекрестной выборки за 20 лет с включением «другой информации» и без ее учета. В первом случае коэффициент детерминации составляет 68%, во втором – 53%. Интересно отметить, что динамика аномальной прибыли демонстрирует следование процессу возврата к среднему. Все регрессоры принимают положительное значение и статистически значимы, что доказывает состоятельность модели Ольсона на практике.

Целью работы [Ota, 2002] является тестирование линейной информационной динамики более высоких порядков, изначально предложенной в статье Ольсона [Ohlson, 1995], на данных рынка *Японии* для 674 компаний. Период наблюдений охватывает восемь последовательных лет с 1991 по 1998 г. Значение параметра устойчивости аномальной прибыли составило 0,90 при тестировании зависимости регрессоров, следующих процессу $AR(3)$. Автором предложено применение альтернативной статистики Дарбина для оценки корреляции ошибок, по результатам которой 40% выборки оказалось значимой в данном смысле. Для 2102 наблюдений было проведено сравнение, которое показало увеличение коэффициента детерминации на 0,05 и снижение альтернативной статистики Дарбина, что свидетельствует об устранении корреляции ошибок. Автором был сформирован портфель ценных бумаг на основе спецификации модели Ольсона, при которой параметр «другой информации» входит в ошибки, следующие процессу $AR(1)$. Данный портфель показал большую доходность в сравнении с портфелями, при которых параметр «другой информации» игнорируется или принимается за константу (1,9% против 1,2% на горизонте инвестирования в пять месяцев и 17,6% против 8,6% на 50 месяцах).

Статья [Al-Hares et al., 2011] подчеркивает важность включения в спецификацию модели Ольсона параметра «другой информации» на основе анализа 611 наблюдений по 120 нефинансовым компаниям *Кувейта* за период с 2003 по 2009 г. Методология предполагает применение перекрестной выборки, а в число регрессоров модели входят балансовая стоимость собственного капитала, чистая прибыль, выплаченные/объявленные ди-

виденды и параметр «другой информации», рассчитанный как разница между консенсус-прогнозом прибыли следующего периода и суммой балансовой стоимости собственного капитала, прибыли, капитальных затрат, расходов на исследования, дивидендов текущего периода. Коэффициенты при объясняющих переменных положительны и статистически значимы. В случае тестирования модели Ольсона с учетом «другой информации» коэффициент детерминации достиг значения 0,70, в случае его игнорирования — 0,66. Авторы подытоживают работу тем, что «другая информация» выступает важным фактором в определении рыночной стоимости компаний и, следовательно, не может быть исключена из процесса оценки.

Исследование [Martinez et al., 2012] направлено на выявление степени применимости модели Ольсона в странах *Латинской Америки*, несмотря на имеющиеся различия национальных финансовых систем, экономико-социального и политического режимов. Объектом исследования выступают данные 1112 компаний, финансовая отчетность которых получена из информационной базы «Осирис» с 2002 по 2009 г., в совокупности 8896 наблюдений. В спецификации модели параметр, отражающий влияние «другой информации», не рассматривается, а аномальная прибыль замещена показателем чистой прибыли. Изначально авторами применяется метод наименьших квадратов, при котором коэффициенты регрессии положительны и статистически значимы, а коэффициент детерминации составляет 0,69. Метод анализа панельных данных демонстрирует схожую объясняющую способность. По результатам тестирования модель Ольсона полностью применима в Чили, Мексике, на Бермудских и Каймановых островах, с некоторыми ограничениями — в Бразилии, Перу и Панаме, оказалась неприменимой в Аргентине, Венесуэле и Колумбии.

В работе [Durán-Vázquez et al., 2014] тестируется модель Ольсона на рынке *Мексики* для 63 компаний. Период наблюдений составляет интервал с 2005 по 2011 г. Оригинальным шагом в работе является приближение параметра «другой информации» через показатель оценки Пиотроски, который предлагает оценку финансового состояния компаний по 9-бальной шкале. Компаниям присваиваются баллы (0 или 1) в зависимости от состояния следующих параметров: изменения рентабельности активов, рентабельности активов, денежного потока от операционной деятельности на величину активов, разницы двух предыдущих коэффициентов, изменения валовой маржи, оборота активов, изменения кредитного плеча, изменения текущей ликвидности, количества акций. Стоит отметить, что спецификация модели Ольсона имеет вид динамической авторегрессионной модели первого порядка. В качестве зависимой переменной тестируется цена акции компаний по состоянию на третий месяц после отчетной даты. В число объясняющих переменных включены оценка Пиотроски за текущий и предыдущий периоды, а также цена акции за девять месяцев до отчетной даты. Модель оценивается обобщенным ме-

тодом моментов с помощью инструментальных переменных. Статистика Саргана (с 10 степенями свободы) доказывает, что гипотеза о корректном виде спецификации модели не может быть отвергнута. Результаты теста Вальда (с 5 степенями свободы) доказывают значимость модели. Коэффициенты при показателях оценки Пиотроски статистически значимы для всех оцененных компаний на фондовом рынке Мексики.

В статье [Rehman, Shahzad, 2014] изучено влияние балансовой стоимости чистых активов и прибыли на цену акции компаний на рынке *Пакистана*. Объектом исследования являются финансовые показатели 170 компаний, взятые за период с 2006 по 2010 г. Проведенный тест Вулдриджа доказал отсутствие автокорреляции первого порядка. Протестировав сквозную регрессию, регрессионную модель с фиксированными эффектами и регрессионную модель со случайными эффектами, авторы выявили, что оба регрессора статистически значимы. При этом коэффициенты при балансовой стоимости чистых активов во всех случаях превышают коэффициенты при прибыли.

В статье [Wang, Zhang, 2015] исследуется влияние балансовой стоимости собственного капитала и прибыли на рыночную стоимость компаний в *Китае*. Период наблюдения содержит данные с 2004 по 2010 г. Интересно отметить, что цена акции компании взята на отчетную дату. Из исходной выборки были исключены компании с пропусками данных, финансовые организации и набор данных с отрицательной балансовой стоимостью собственного капитала, что привело к формированию финальной выборки в 8859 точек наблюдения. В качестве метода определения большей объясняющей силы модели применялся тест Вуонга. Общая выборка разделена на три части в зависимости от уровня доходности компаний: среднего, низкого, высокого. Авторами установлена зависимость между объясняющей силой регрессоров и уровнем доходности компаний. Так, в период низкой доходности объясняющая сила модели относительно мала. В период средней доходности объясняющая сила достигает максимума (более 40%), а разница между балансовой стоимостью собственного капитала и прибылью минимальна. В свою очередь, в период высокой доходности объясняющая сила прибыли выше, чем у балансовой стоимости собственного капитала.

Оригинальность статьи [Özer, Çam, 2016] выражается в попытке аппроксимации параметра «другой информации» посредством показателей, описывающих человеческий капитал. Периодом исследований является интервал с 2004 по 2014 г., компании котируются на фондовой бирже *Стамбула*. Примечательно, что авторы в полной мере следуют методологии, изложенной Джеймсом Ольсоном в статье 1995 г., принимая в качестве регрессоров модели балансовую стоимость чистых активов, аномальную прибыль и параметр «другой информации». Параметр «другой информации» выражается двумя индикаторами. Первый из них включает

расходы на сотрудника, состоящие из заработной платы, бонусов и прочих социальных выплат. Второй показатель — выручка в расчете на одного человека, демонстрирующая среднюю эффективность сотрудников. Первоначальная выборка состояла из 1360 наблюдений, после чего из нее последовательно были исключены компании с пропусками данных, отрицательной балансовой стоимостью чистых активов и 0,5% верхних и нижних крайних значений, что привело к формированию итогового количества наблюдений в 922 единицы. Авторы сравнивали регрессионную модель с фиксированными эффектами со сквозной регрессией (тест Чоу), регрессионную модель со случайными эффектами со сквозной регрессией (тест Бройша—Пагана), регрессионную модель со случайными эффектами с регрессионной моделью с фиксированными эффектами (тест Хаусмана). В работе протестированы две спецификации модели Ольсона (с включением параметра «другой информации» и без его учета) с помощью модели с фиксированными эффектами. Оценки стандартных ошибок в данных моделях были скорректированы методом Дрисколл—Краай, принимающим во внимание автокорреляцию, гетероскедастичность и пространственную корреляцию случайных ошибок. С изменением выручки и расходов на сотрудников на 1000 турецких лир предполагается изменение цены акции на 0,003 и 0,151 соответственно. Таким образом, гипотеза о влиянии индикаторов человеческого капитала не может быть отвергнута на 1%-ном уровне значимости.

В *Кувейте* действует требование о наличии двух внешних аудиторов в ходе финансовых проверок компаний. В статье изучается качество аудиторской проверки как фактор ценности финансовой отчетности [Alfraih, 2016]. Наблюдения собраны за период с 2002 по 2013 г. Изначальное количество наблюдений составило 1938, после чего авторы исключили 64 компании с пропусками данных и 38 точек, попавших в 1%-ный порог верхних и нижних значений. В качестве параметра «другой информации» взято влияние качества аудиторской проверки, которое в целях анализа измерялось количеством аудиторских компаний, представляющих «Большую четверку» (0, 2 или 1 при их комбинации с местными компаниями). Спецификация модели включала также контрольную переменную — отрасль компании. В зависимости от количества внешних аудиторов авторы составили три модели и проанализировали их с помощью перекрестной выборки. В общем случае модель с компаниями, отчетность которых проверялась двумя аудиторами из «Большой четверки», продемонстрировала наибольшее значение скорректированного коэффициента детерминации (63%), что говорит о большей значимости балансовой стоимости собственного капитала и прибыли в такого рода финансовых отчетностях для анализа динамики акций на рынке Кувейта.

Значимость исторической и прогнозной информации в контексте анализа рыночной стоимости компаний *Китая* изучается в статье [Zhang,

2016]. Автор приводит две спецификации модели Ольсона (без анализа параметра «другой информации» и с его учетом). В качестве зависимой переменной выступает рыночная капитализация на конец третьего месяца после отчетной даты. В первой спецификации модели в число объясняющих переменных вошли балансовая стоимость чистых активов, чистая прибыль, годовые дивиденды, а во вторую дополнительно включены ожидаемые дивиденды как параметр «другой информации», не отраженной в текущей финансовой отчетности. В соответствии с работой Ольсона из выборки исключены компании финансового сектора, в совокупности 10 320 точек наблюдений. Изначально были собраны данные за период с 2002 по 2010 г., и рассчитаны коэффициенты при регрессорах. Для интерпретации объясняющей способности модели указанные коэффициенты подставлены в модель для 2011–2014 гг. Было установлено, что обе спецификации модели имеют склонность к переоценке рыночной стоимости компании. Кроме того, модель, содержащая только историческую информацию, имела меньшее отклонение в сравнении с той моделью, которая включала параметр «другой информации». Автор связывает этот факт с ограничениями, связанными с информацией о будущих дивидендных выплатах (часть данных рассчитывалась вручную). Обе спецификации модели имеют высокий уровень скорректированного коэффициента детерминации (79,4 и 83,5% соответственно).

Гипотеза работы [Zulu et al., 2017] заключалась в том, что показатели из промежуточной финансовой отчетности имеют большую значимость в сравнении с годовой финансовой отчетностью. В качестве объектов исследования выбраны нефинансовые компании, котирувавшиеся на *Йоханнесбургской* фондовой бирже с 1999 по 2012 г., что составляет 2296 наблюдений. Модель Ольсона взята без параметра «другой информации», регрессоры не нормировались, тестирование проводилось с помощью обыкновенного метода наименьших квадратов. В качестве регрессоров тестируются балансовая стоимость собственного капитала и чистая прибыль после налоговых вычетов. Авторы предлагают три спецификации модели: на основе данных промежуточной финансовой отчетности, на основе годовой финансовой отчетности и комбинированную модель. В первом случае коэффициент при чистой прибыли оказался незначим, что может указывать на то, что в большей степени инвесторы обращают внимание на балансовую стоимость собственного капитала, а чистая прибыль подвержена большей изменчивости. Во втором случае значима модель и индивидуальные переменные, а скорректированный коэффициент детерминации равен 52,5%. Для комбинированной модели, составленной из показателей промежуточной и годовой отчетностей, скорректированный коэффициент детерминации демонстрирует наивысшее значение 88,5%, регрессоры значимы на 1%-ном уровне. В части сравнения промежуточной

и годовой финансовых отчетностей были получены противоречивые результаты: в разрезе лет годовые и промежуточные показатели попеременно демонстрировали различную значимость.

В статье [Temiz, Güleç, 2017] авторы изучают эффект от принятия МСФО на значимость показателей прибыли и чистых активов. В контексте задач исследования значимость определяется через влияние на стоимость акций фондовой биржи *Стамбула*. Период исследования охватывает интервал с 2001 по 2008 г. Итоговое количество наблюдений составило 1183 единицы после исключения финансовых организаций, компаний с пропусками данных, а также 0,5% верхних и нижних пороговых значений. Способом тестирования гипотез является модификация модели Ольсона без включения параметра «другой информации». Стоит отметить, что цена акций взята по состоянию на конец четвертого месяца после отчетной даты. Оценка сквозной регрессии, не учитывающей панельную структуру данных, показала, что модель статистически значима на 1%-ном уровне (46,2% акций объясняется динамикой прибыли и чистых активов). Кроме того, для оценки эффекта внедрения МСФО набор данных был разделен на два периода: 2001–2004 гг. и 2005–2008 гг. Модель сквозной регрессии для второго периода оказалась более значимой (скорректированный коэффициент детерминации в первом случае равен 32,2%, а во втором — 57,1%), что позволило сделать вывод об увеличении значимости показателей финансовой отчетности с применением МСФО на территории Турции. В заключение работы приведены результаты анализа панельных данных (скорректированный коэффициент детерминации составляет 29,8%), что указывает на необходимость рассмотрения параметра «другой информации».

Методология исследования

Одинаковая культура финансового поведения является важным условием для группировки стран. Для классификации стран автор опирается на подход, разработанный и применяемый Международным валютным фондом. Согласно методологии, развитыми странами признаются США, Канада, Япония, Австралия, страны Еврозоны, Великобритания, Чехия, Дания, Гонконг, Тайвань, Макао, Исландия, Израиль, Южная Корея, Новая Зеландия, Норвегия, Пуэрто-Рико, Сан-Марино, Сингапур, Швеция, Швейцария. Все остальные экономики мира относятся к развивающимся рынкам.

В основе данной работы лежит оригинальная статья Джеймса Ольсона. Соответственно, в силу ведения и представления финансовой отчетности по особым образцам из рассмотрения исключены финансовые институты (банки и страховые компании). Линейная спецификация тестируемой модели отражает следующую зависимость:

$$P_t = bv_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 v_t. \quad (6)$$

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 доходностей 10-летних долговых ценных бумаг в разрезе стран из базы Eurostat². Особо стоит отметить, что параметр «другой информации» аппроксимируется через показатель 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)³. В вопросе фильтрации компаний данный параметр выступает лимитирующим фактором.

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 857 публичных компаний, зарегистрированных на территории развивающихся стран Европы. Однако с учетом данных из системы I/B/E/S объем выборки сократился до 130 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, равное 91. Диапазон наблюдений охватывает период с 2010

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 Статистическая служба Европейского союза Eurostat (<https://ec.europa.eu/eurostat/data/database>), доступно по состоянию на сентябрь 2018 г.

³ 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.

по 2016 г., что для целей анализа сбалансированной панели данных в совокупности дает 637 точек наблюдений.

В работе исследуется влияние регрессоров на котировку в третьем и четвертом месяцах 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 не более трех 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 третий или четвертый месяцы, и проведение сопоставительного анализа влияния факторов модели в указанные месяцы носит элемент научной новизны. 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 март и апрель, а для компаний с окончанием финансового года в июне применяется котировка за сентябрь и октябрь соответственно.

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].

Эмпирические результаты

В данной работе тестируется модель Ольсона для 91 компании, представляющей развивающиеся страны Европы. Выборка состоит из компаний из Турции, Польши, России, Болгарии, Хорватии и Венгрии. В целях выявления оптимального временного периода, в котором состоятельны оценки, полученные путем тестирования модели Ольсона, регрессант модели (цена акций) взят для двух месяцев (третий, четвертый после окончания соответствующего финансового года). Изначально тестируется модель для региона, а затем в разрезе следующих стран: Польши, Турции и России.

В эконометрическом пакете Stata последовательно проведен анализ спецификации модели Ольсона в каждом исследуемом месяце с помощью обыкновенного метода наименьших квадратов (*pool*), модели с детерминированными (фиксированными) эффектами (*fe*) и модели со случайными эффектами (*re*). Далее на основе результатов эконометрических тестов и сопоставления оценок стандартных ошибок производится выбор в пользу наиболее адекватной модели.

Развивающиеся страны

На предварительном этапе тестирования проведен расчет параметров устойчивости аномальной прибыли и «другой информации» на развивающихся рынках Европы, представленный ниже.

Таблица 1

Авторегрессионные параметры устойчивости аномальной прибыли и «другой информации» для развивающихся стран Европы

Оцениваемая зависимость	Значения параметров
$\tilde{x}_{t+1}^a = \omega_0 + \omega_1 x_t^a + \tilde{\varepsilon}_{1,t+1}$	$\omega_1 = 0.68^{***}$
$\tilde{v}_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 v_t + \tilde{\varepsilon}_{2,t+1}$	$\gamma_1 = 0.96^{***}$

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

Источник: составлено автором.

Полученные значения параметров ($\omega_1 = 0,68$, $\gamma_1 = 0,96$) статистически значимы и отличны от экстремальных значений — нуля и единицы. Включение указанных параметров в дальнейшие расчеты позволяет статистически адаптировать модель для рынка развивающихся стран Европы, что и определяет практическую значимость работы.

Ниже представлены таблицы и рисунки, содержащие сводную информацию о результатах тестирования модели Ольсона для развивающихся стран Европы.

Согласно данным из табл. 2, в третьем месяце статистически значимы оценки коэффициентов в модели с детерминированными эффектами.

Таблица 2

Результаты тестирования для развивающихся стран (третий месяц)

Variable	pool	fe	re
bv	0.0707	0.2529***	0.0991*
abpr	-0.3547***	0.3937***	-0.3299***
oth	0.4478	-2.4802***	0.2228
_cons	34.6948***	76.5180***	35.1978***
N	637	637	637

legend: * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

Источник: составлено автором.

Качество модели с детерминированными эффектами определяется коэффициентом детерминации (*within*), равным 0,2282 (см. рис. 1). В последней строке рис. 1 содержится результат теста Вальда: p -уровень $< 0,01$, основная гипотеза отвергается, модель с детерминированными эффектами (*fe*) подходит лучше сквозной регрессии (*pooled*).

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	637
Group variable: id		Number of groups	=	91
R-sq:		Obs per group:		
	within = 0.2282		min =	7
	between = 0.6814		avg =	7.0
	overall = 0.5168		max =	7
corr(u_i, Xb) = -0.8874		F(3,543)	=	53.52
		Prob > F	=	0.0000

	sh	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
	bv	.2528836	.0229616	11.01	0.000	.2077792 .297988
	abpr	.393674	.0562797	6.99	0.000	.2831214 .5042265
	oth	-2.480222	.2077983	-11.94	0.000	-2.888409 -2.072035
	_cons	76.518	4.05898	18.85	0.000	68.54477 84.49123
	sigma_u	420.83304				
	sigma_e	84.998705				
	rho	.96080417	(fraction of variance due to u_i)			

F test that all u_i=0:	F(90, 543) = 31.68	Prob > F = 0.0000
------------------------	--------------------	-------------------

Рис. 1. Модель с детерминированными эффектами (третий месяц, развивающиеся страны)
Источник: составлено автором.

В силу того, что в тесте Хаусмана, который сравнивает оценки моделей *fe* и *re*, p -уровень $< 0,01$, основная гипотеза отвергается. Это доказывает выбор в пользу модели с фиксированными эффектами (см. рис. 2).

---- Coefficients ----				
	(b) fe	(B) re	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
bv	.2528836	.0991376	.153746	.
abpr	.393674	-.3299168	.7235907	.
oth	-2.480222	.2227777	-2.703	.

Test: Ho: difference in coefficients not systematic
chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 390.13
Prob>chi2 = 0.0000

Рис. 2. Тест Хаусмана (третий месяц, развивающиеся страны)
Источник: составлено автором.

Согласно данным из табл. 3, в четвертом месяце статистически значимы оценки коэффициентов в модели с детерминированными эффектами.

Результаты тестирования для развивающихся стран (четвертый месяц)

Variable	pool	fe	re
bv	0.0882	0.2938***	0.1334**
abpr	-0.4596***	0.4478***	-0.4153***
oth	0.3999	-3.0632***	0.0298
_cons	35.9400***	87.2596***	37.0700***
N	637	637	637

legend: * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

Источник: составлено автором.

Качество данной модели определяется коэффициентом детерминации (*within*), равным 0,3847 (см. рис. 3). В последней строке рис. 3 содержится результат теста Вальда: p -уровень < 0,01, основная гипотеза отвергается, модель с детерминированными эффектами (*fe*) подходит лучше сквозной регрессии (*pool*).

В силу того, что в тесте Хаусмана, который сравнивает оценки моделей *fe* и *re*, p -уровень < 0,01, основная гипотеза отвергается. Это доказывает выбор в пользу модели с фиксированными эффектами (см. рис. 4).

В обоих случаях состоятельны оценки модели с детерминированными эффектами. Для выбора наилучшей модели в табл. 4 сопоставляются оценки стандартных ошибок и коэффициенты детерминации.

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	637
Group variable: id	Number of groups	=	91
R-sq:	Obs per group:		
within = 0.3847	min =		7
between = 0.6839	avg =		7.0
overall = 0.5223	max =		7
	F(3,543)	=	113.15
corr(u_i, Xb) = -0.9139	Prob > F	=	0.0000

sh	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
bv	.2938116	.0209857	14.00	0.000	.2525885	.3350347
abpr	.4477912	.0514367	8.71	0.000	.3467519	.5488305
oth	-3.063218	.1899168	-16.13	0.000	-3.43628	-2.690156
_cons	87.25963	3.709697	23.52	0.000	79.97251	94.54674
sigma_u	504.42489					
sigma_e	77.684396					
rho	.97683169	(fraction of variance due to u_i)				
F test that all u_i=0: F(90, 543) = 42.77				Prob > F = 0.0000		

Рис. 3. Модель с детерминированными эффектами
(четвертый месяц, развивающиеся страны)

Источник: составлено автором.

---- Coefficients ----				
	(b) fe	(B) re	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
bv	.2938116	.1333639	.1604477	.
abpr	.4477912	-.4153019	.8630932	.
oth	-3.063218	.0297913	-3.093009	.
Test: Ho: difference in coefficients not systematic				
chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)				
= 749.31				
Prob>chi2 = 0.0000				

Рис. 4. Тест Хаусмана (четвертый месяц, развивающиеся страны)

Источник: составлено автором.

На основании проведенного анализа следует вывод о состоятельности модели Ольсона для исследуемых компаний развивающихся стран при полученных регрессионных коэффициентах. Все оценки коэффициентов при регрессорах значимы на уровне $p < 0,001$. Четвертый месяц после окончания соответствующего финансового года является оптимальным периодом при сравнении с наблюдениями, полученными за третий месяц.

Таблица 4

Параметры модели с детерминированными эффектами для развивающихся стран

Параметр	FE для 3 месяцев	FE для 4 месяцев
Std. Err. (bv)	0.0230	0.0210
Std. Err. (abpr)	0.0563	0.0514
Std. Err. (oth)	0.2078	0.1899
Std. Err. (_cons)	4.0590	3.7097
R-sq (within)	0.2282	0.3847

Источник: составлено автором.

Россия

На предварительном этапе тестирования проведен расчет параметров устойчивости аномальной прибыли и «другой информации» на рынке России, представленный ниже.

Таблица 5

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

Источник: составлено автором.

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.

Ниже представлена сводная информация о результатах тестирования модели Ольсона для рынка России, для которого был проведен анализ, аналогичный развивающимся рынкам Европы.

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

Качество модели с детерминированными эффектами определяется коэффициентом детерминации (*within*), равным 0,7501. На основе теста Вальда основная гипотеза отвергается, т.е. модель с детерминированными эффектами подходит лучше сквозной регрессии.

Для сравнения модели с фиксированными эффектами и модели со случайными эффектами проведен тест Хаусмана. Согласно его результату, p -уровень $< 0,01$, т.е. основная гипотеза отвергается, и выбор следует сделать в пользу модели с фиксированными эффектами.

По аналогии с третьим месяцем в четвертом месяце статистически значимы оценки всех коэффициентов в модели с детерминированными эффектами.

Качество модели с детерминированными эффектами определяется коэффициентом детерминации (*within*), равным 0,8251. Основная гипотеза в тесте Вальда отвергается, модель с детерминированными эффектами подходит лучше сквозной регрессии.

Согласно результату теста Хаусмана, p -уровень $< 0,01$, т.е. основная гипотеза отвергается, и выбор следует сделать в пользу модели с фиксированными эффектами.

В обоих случаях состоятельны оценки модели с детерминированными эффектами. Для выбора наилучшей модели в табл. 6 сопоставляются оценки стандартных ошибок и коэффициенты детерминации.

Таблица 6

Параметры модели с детерминированными эффектами для рынка России

Параметр	FE для 3 месяцев	FE для 4 месяцев
Std. Err. (bv)	0.0164	0.0169
Std. Err. (abpr)	0.0400	0.0413
Std. Err. (oth)	0.1481	0.1529
Std. Err. (_cons)	8.3478	8.6202
R-sq (within)	0.7501	0.8251

Источник: составлено автором.

На основании проведенного анализа следует вывод о состоятельности модели Ольсона для исследуемых компаний на рынке России при полученных регрессионных коэффициентах. Оценки стандартных ошибок при коэффициентах меньше в случае анализа данных в третьем месяце после окончания финансового года. Оценки коэффициентов при балансовой стоимости собственного капитала (0,27), аномальной прибыли (0,43) и параметре «другой информации» (2,69) значимы на уровне $p < 0,001$.

Турция

На предварительном этапе тестирования проведен расчет параметров устойчивости аномальной прибыли и «другой информации» на рынке Турции, представленный ниже.

Полученные значения параметров ($\omega_1 = 0,72$, $\gamma_1 = 0,86$) статистически значимы и отличны от экстремальных значений — нуля и единицы. Включение указанных параметров в дальнейшие расчеты позволяет статистически откалибровать модель для рынка Турции.

Ниже содержится сводная информация о результатах тестирования модели Ольсона для рынка Турции, для которого был проведен анализ, аналогичный развивающимся рынкам Европы.

Таблица 7

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

Оцениваемая зависимость	Значения параметров
$\tilde{x}_{t+1}^a = \omega_0 + \omega_1 x_t^a + \tilde{\epsilon}_{1,t+1}$	$\omega_1 = 0.72^{***}$
$\tilde{v}_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 v_t + \tilde{\epsilon}_{2,t+1}$	$\gamma_1 = 0.86^{***}$

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

Источник: составлено автором.

Согласно данным, в третьем месяце наблюдается разнородная статистическая значимость оценок коэффициентов использованных моделей. Качество модели с детерминированными эффектами определяется коэффициентом детерминации (*within*), равным 0,1243. Согласно тесту Вальда, основная гипотеза отвергается, т.е. модель с детерминированными эффектами подходит лучше сквозной регрессии.

Для сравнения модели с фиксированными эффектами и модели со случайными эффектами проведен тест Хаусмана: выбор следует сделать в пользу модели с фиксированными эффектами.

При сравнении обыкновенного метода наименьших квадратов, модели с детерминированными (фиксированными) эффектами и модели со слу-

чайными эффектами в четвертом месяце статистически значимы оценки всех коэффициентов в модели с детерминированными эффектами.

Качество модели с детерминированными эффектами определяется коэффициентом детерминации (*within*), равным 0,0812. Как и в предыдущем случае, модель с детерминированными эффектами подходит лучше сквозной регрессии. Тест Хаусмана подтвердил выбор в пользу модели с фиксированными эффектами.

В обоих случаях состоятельны оценки модели с детерминированными эффектами. Для выбора наилучшей модели в табл. 8 сопоставляются оценки стандартных ошибок и коэффициенты детерминации.

На основании проведенного анализа следует вывод о слабой состоятельности модели Ольсона для исследуемых компаний на рынке Турции. Оценки стандартных ошибок при коэффициентах меньше в случае анализа данных в третьем месяце после окончания финансового года.

Таблица 8

Параметры модели с детерминированными эффектами для рынка Турции

Параметр	FE для 3 месяцев	FE для 4 месяцев
Std. Err. (bv)	0.2956	0.3073
Std. Err. (abpr)	0.8446	0.8783
Std. Err. (oth)	1.2844	1.3356
Std. Err. (_cons)	0.6627	0.6891
R-sq (within)	0.1243	0.0812

Источник: составлено автором.

Оценки коэффициентов при балансовой стоимости чистых активов и аномальной прибыли незначимы, при параметре «другой информации» (2,95) значимы на уровне $p < 0,05$.

Польша

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

Таблица 9

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

Оцениваемая зависимость	Значения параметров
$\tilde{x}_{t+1}^a = \omega_0 + \omega_1 x_t^a + \tilde{\epsilon}_{1,t+1}$	$\omega_1 = 0.89***$
$\tilde{v}_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 v_t + \tilde{\epsilon}_{2,t+1}$	$\gamma_1 = 0.95***$

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

Источник: составлено автором.

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.

Ниже представлена сводная информация о результатах тестирования модели Ольсона для рынка Польши, для которого был проведен анализ, аналогичный развивающимся рынкам Европы.

Согласно данным анализа, в третьем месяце статистически значимы оценки коэффициентов с помощью обыкновенного метода наименьших квадратов, модели с детерминированными (фиксированными) эффектами и модели со случайными эффектами.

Качество модели с детерминированными эффектами определяется коэффициентом детерминации (*within*), равным 0,8480. По результатам теста Вальда: p -уровень $< 0,01$, основная гипотеза отвергается, модель с детерминированными эффектами подходит лучше сквозной регрессии.

Для сравнения модели с фиксированными эффектами и модели со случайными эффектами проведен тест Хаусмана. Согласно его результату, p -уровень $< 0,01$, т.е. основная гипотеза отвергается, и выбор следует сделать в пользу модели с фиксированными эффектами.

В свою очередь, в четвертом месяце статистически значимы оценки всех коэффициентов только в модели с детерминированными эффектами.

Качество модели с детерминированными эффектами определяется коэффициентом детерминации (*within*), равным 0,8243. Тест Вальда показал, что модель с детерминированными эффектами (*fe*) подходит лучше сквозной регрессии (*pool*).

Согласно результату теста Хаусмана, p -уровень $< 0,01$, т.е. основная гипотеза отвергается, и выбор следует сделать в пользу модели с фиксированными эффектами. В обоих случаях состоятельны оценки модели с детерминированными эффектами.

Для выбора наилучшей модели в табл. 10 сопоставляются оценки стандартных ошибок и коэффициенты детерминации.

Таблица 10

Параметры модели с детерминированными эффектами для рынка Польши

Параметр	FE для 3 месяцев	FE для 4 месяцев
Std. Err. (bv)	0.4979	0.4747
Std. Err. (abpr)	2.3042	2.1971
Std. Err. (oth)	3.1286	2.9832
Std. Err. (_cons)	10.4525	9.9669
R-sq (within)	0.8480	0.8243

Источник: составлено автором.

На основании проведенного анализа следует вывод о состоятельности модели Ольсона для исследуемых компаний на рынке Польши при полученных регрессионных коэффициентах. Оценки стандартных ошибок при коэффициентах меньше в случае анализа данных в четвертом месяце после окончания финансового года. Оценки коэффициентов при балансовой стоимости собственного капитала (5,79) и параметре «другой информации» (4,87) значимы на уровне $p < 0,001$, при аномальной прибыли (23,44) — на уровне $p < 0,05$.

Заключение

На практике применяется множество способов для оценки стоимости компаний, в числе которых относительно новой и имеющей широкий географический охват является модель, которая была предложена в 1995 г. Джеймсом Ольсоном. Модель ставит во главу угла отражаемые в финансовой отчетности показатели деятельности компаний.

Целью данного исследования являлось проведение сравнительного анализа способности модели Ольсона оценить стоимость компаний на развивающихся рынках Европы. Для достижения данной цели были поставлены соответствующие задачи, которые выполнены в ходе исследования.

Эмпирические результаты демонстрируют состоятельность модели Ольсона для региона развивающихся стран Европы: в модели с детерминированными эффектами коэффициент детерминации составляет 38,47%, все оценки коэффициентов при регрессорах значимы на уровне $p < 0,001$. На рынке Польши в модели с фиксированными эффектами коэффициент детерминации равен 82,43%. Оценки коэффициентов при балансовой стоимости чистых активов и параметре «другой информации» значимы на уровне $p < 0,001$, при аномальной прибыли — на уровне $p < 0,05$. Для турецких компаний модель Ольсона продемонстрировала слабую состоятельность, оценка при параметре «другой информации» значима на уровне $p < 0,05$. В то же время на данных фондового рынка России модель с детерминированными эффектами коэффициент детерминации составляет 75,01%, все оценки коэффициентов при регрессорах значимы на уровне $p < 0,001$.

Динамика котировок акций сонаправлена изменению балансовой стоимости собственного капитала во всех случаях и противоположно направлена динамике аномальной прибыли (в Польше) и параметру «другой информации» (в России). Полученные результаты модели сопоставимы со статьями, объектами в которых выступают развивающиеся рынки стран Латинской Америки и Азии.

Ввиду того, что исследование является первым, которое следовало оригинальной методологии Ольсона в регионе развивающихся европейских стран, имеется пространство для дальнейшего расширения географических

рамок и увеличения объясняющей силы модели. В качестве рекомендаций для будущих исследований данной тематики стоит выделить увеличение числа анализируемых компаний и периодов, за которые будут доступны финансовые отчетности, поиск альтернативных источников для вычисления параметра «другой информации».

Список литературы

1. *Ратникова Т.А., Фурманов К. К.* Анализ панельных данных и данных о длительности состояний. — М.: Изд. дом ВШЭ, 2014.
2. *Alfraih M.* The role of audit quality in firm valuation: evidence from an emerging capital market with a joint audit requirement // *International Journal of Law and Management*. — 2016. — Vol. 58 (5). — P. 575–598.
3. *Al-Hares O., Abughazaleh N., Haddad A.* The effect of “other information” on equity valuation: Kuwait evidence // *Journal of Applied Business Research*. — 2011. — Vol. 27. — No. 6. — P. 57–70.
4. *Baltagi B.* *Econometric analysis of panel data*. — N.Y.: John Wiley & Sons, 1995.
5. *Dechow P., Hutton A., Sloan R.* An empirical assessment of the residual income valuation model // *Journal of Accounting and Economics*. — 1999. — Vol. 26. — Issues 1–3. — P. 1–34.
6. *Durán-Vázquez R., Lorenzo-Valdés A., Castillo-Ramírez C.* Effectiveness of corporate finance valuation methods: Piotroski score in an Ohlson model: the case of Mexico // *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*. — 2014. — No. 19. — P. 104–107.
7. International Monetary Fund. 2018. World Economic Outlook: Cyclical Upswing, Structural Change. — Washington, DC, April.
8. *Martínez P., Prior D., Rialp J.* The price of stocks in Latin American financial markets: an empirical application of the Ohlson model // *International Journal of Business and Finance Research*. — 2012. — Vol. 6 (4). — P. 73–85.
9. *Ohlson J.* Earnings, book values and dividends in equity valuation // *Contemporary Accounting Research*. — 1995. — Vol. 11 (2). — P. 661–687.
10. *Ohlson J.* Earnings, book values, and dividends in equity valuation: an empirical perspective // *Contemporary Accounting Research*. — 2001. — Vol. 18 (1). — P. 107–120.
11. *Ota K.* A Test of the Ohlson (1995) Model: Empirical Evidence from Japan // *International Journal of Accounting*. — 2002. — No. 37. — P. 157–182.
12. *Özer G., Çam I.* The Role of Human Capital in Firm Valuation: An Application on BIST // *Procedia — Social and Behavioral Sciences*. — 2016. — No. 235. — P. 168–177.
13. *Rehman I. U., Shahzad F.* The Economic Consequences of Mandatory IFRS Reporting: Emerging Market Perspective // *Inzinerine Ekonomika-Engineering Economics*. — 2014. — Vol. 25 (4). — P. 401–409.
14. *Temiz H., Güleç Ö. F.* Mandatory adoption of IFRS in emerging markets: the case of Turkey // *Accounting and Management Information Systems*. — 2017. — Vol. 16 (4). — P. 560–580.
15. *Wang T., Zhang T.* The roles of accounting data in equity valuation: evidence from China // *China Finance Review International*. — 2015. — Vol. 5 (1). — P. 69–87.

16. *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 (3). — P. 14–27.
17. *Zulu M., de Klerk M., Oberholster J.* A comparison of the value relevance of interim and annual financial statements // *South African Journal of Economic and Management Sciences*. — 2017. — Vol. 20 (1). — P. 1–11.

The List of References in Cyrillic Transliterated into Latin Alphabet

1. *Ratnikova T.A., Furmanov K. K.* Analiz panel'nyh dannyh i dannyh o dlitel'nosti sostoyanij. — M.: Izd. dom VShE, 2014.