

П.Ф. Андрукович
ЦЭМИ РАН, Москва

Динамика котировок акций при их листинге и делистинге¹

Аннотация. В данной статье рассматриваются факторы, влияющие на котировки акций на фондовой бирже, и оценивается реакция фондового рынка на листинг и делистинг акций из списков фондовых индексов. Обзор литературы по этой проблеме выявил существенный разброс в выводах различных авторов относительно степени влияния данных событий на торговые характеристики акций. В статье показано, что одной из причин этих различий является некорректность применяемых методик оценки влияния листинга и делистинга на котировки акций, основанных на оценке их отклонений при этих событиях по сравнению с их волатильностью в предыдущие периоды времени. Предложен новый метод оценки этого влияния – метод разделимости трендов – и соответствующий критерий оценки значимости этих отклонений. Применение этой методики позволило показать, что имеется устойчивая закономерность в воздействии листинга и делистинга на характер торгов соответствующими акциями. Все расчеты проводились на основе ежедневных данных об изменении котировок акций, включенных в списки индекса Доу–Джонса и исключенных из них за период 2008–2015 гг.

Ключевые слова: фондовые биржи, фондовые индексы, листинг, делистинг, котировки акций, доходность акций, статистические критерии, индекс Доу–Джонса.

Классификация JEL: C43, D81, G14, G15.

DOI: 10.31737/2221-2264-2019-44-4-2

Введение

Использование фондовых индексов является важной частью функционирования любой фондовой биржи. Так, только на трех основных фондовых биржах США – NYSE, NASDAQ и AMEX – рассчитывается 16 различных индексов, на биржах Японии – 14 индексов, а на биржах Германии, Франции и Великобритании – 10, 9 и 8 индексов соответственно. Общее же число фондовых индексов в настоящее время превышает 350, не считая глобальных индексов, элементами которых являются фондовые индексы той или иной группы стран, а также специальных индексов по отдельным продуктам и товарам². Фондовые индексы рассматриваются участниками торгов как некоторый агрегированный показатель результатов торгов на фондовой бирже, а основные индексы крупных национальных бирж – индекс Доу–Джонса (DJIA), NASDAQ 100 и S&P 500 – в США, Nikkey 225 – в Японии, FTSE 100 – в Великобритании и другие аналогичные по своей значимости индексы – и как показатели состояния экономики данной страны в целом. В связи с этим число публикаций, посвященных динамике биржевых торгов и динамике фондовых индексов, а также тем внешним факторам – политическим, экономическим и т.д., – которые влияют на эту динамику, велико даже в научной литературе, не говоря

¹ Пользуясь случаем, хочу выразить благодарность Е.Т. Гурвичу, подсказавшему мне тему данной статьи.

² См. <http://ru.investing.com/indices>.

уже о публицистических статьях, передачах СМИ и т.д.³ При этом гораздо меньше внимания уделяют событиям, происходящим на самой фондовой бирже, которые, наряду с изменениями котировок акций под влиянием внешних факторов, также серьезно влияют на динамику биржевых торгов.

Одним из таких событий, регулярно происходящих на фондовых рынках, является изменение списков фондовых индексов, т.е. включение акций тех или иных компаний в список фондового индекса — листинг или их исключение из этих списков — делистинг. Сразу отметим, что имеется три вида листинга и делистинга. Это, во-первых, включение акций в основные торги на данной фондовой бирже (IPO) и исключение из них, во-вторых, включение акций в торги на другой, параллельной, бирже, где они торгуются одновременно с торгами на родной (т.е. той, на которой прошла их первичная эмиссия) бирже («кросс-листинг»), и исключение акций из этих торгов («кросс-делистинг»), и, в-третьих, включение акций в состав фондовых индексов и исключение из них. В первых двух случаях обычно рассматриваются только последствия исключения акций из торгов, так как процессы их первичного включения в торги как на родной, так и на параллельной бирже проводятся на совершенно других основаниях.

В данной статье изменения торговых характеристик акций в процессе торгов рассматриваются только с точки зрения влияния на них информации о предстоящем включении соответствующих акций в состав фондовых индексов или исключении из них⁴. Как будет показано далее, основная возникающая здесь проблема — выделение тех изменений торговых характеристик акций, которые происходят именно при их листинге и делистинге на фоне общей волатильности их котировок в предыдущий период под влиянием тех или иных внешних воздействий. Важную роль здесь играют также те гипотезы, на основе которых и просматривается наличие или отсутствие таких отклонений, а также конкретные методики оценки значимости этих отклонений.

1. Факторы, влияющие на изменения списков фондовых индексов

Так как изменения списков фондовых индексов являются отражением динамики торгов акциями на бирже в целом, важно рассмотреть сначала те основные факторы, которые влияют на изменения котировок акций на этих торгах. Их можно разделить на три основных вида.

Первым из них следует назвать технологический фактор, который можно рассматривать и как фактор времени. Он проявляется

³ Читателям, интересующимся этими вопросами, можно порекомендовать обширную статью (Charles, Darné, 2014). Авторы анализируют влияние значительных событий (large shocks), в частности экономических кризисов, войн, террористических атак и других аналогичных событий, которые в англоязычной литературе, посвященной этим вопросам, обычно обозначаются термином black swans («черные лебеди»), на динамику значений индекса Доу-Джонса. В статье имеется более 100 ссылок на работы по данной теме.

⁴ В настоящее время (в большинстве случаев за неделю) до реального изменения списка фондового индекса делается объявление о том, акции каких компаний исключаются из индекса, а также — какие новые компании будут включены в этот список.

через изменение производственных технологий, которые используют компании в производственной деятельности, и ассортимента выпускаемой ими продукции. По времени своего воздействия на ход биржевых торгов этот фактор является долгосрочным и действующим на макроуровне. В результате его влияния на первый план выходят компании, использующие новые технологии и предлагающие рынку более современный ассортимент продукции, с растущими объемами производства и прибыли. При этом снижается роль тех компаний, которые используют устаревшие технологии. Это, естественно, приводит к росту котировок первых и снижению стоимости акций устаревающих компаний.

Второй фактор, значительно влияющий на котировки акций на торгах, — финансовый. Он действует на мезоуровне и во многом определяет институциональный статус компаний. Он проявляется в изменении структур компаний, разделении компаний на части, слиянии двух или более компаний в одну компанию, недружественном поглощении одной компании другой компанией, которые происходят в результате успешной или неудачной финансовой деятельности данной компании, включая ее банкротство. По времени своего влияния на изменение статуса компаний этот фактор можно определить как среднесрочный.

И, наконец, третий фактор, не менее важный, чем первые два, это — фактор торгов, который проявляется в действиях участников этих торгов, направленных на повышение или снижение котировок акций тех или иных компаний. Эти действия, иногда основанные на реальных событиях, а иногда — на слухах или ложной информации, согласованные с событиями во внешнем мире или, напротив, искажающие их влияние, формируют локальные тренды котировок акций при торгах на фондовых биржах⁵. Этот фактор действует на микроуровне и на относительно коротких промежутках времени, определяя спекулятивный характер биржевых операций. Важно отметить, что одним из событий, активизирующих данный фактор, являются, в частности, процедуры листинга и делистинга.

Все эти факторы, одновременно или в разные моменты времени, в большей или в меньшей степени влияют на различные торговые характеристики акций: котировки, ликвидность, объемы продаж, спрэд и т.д. Однако если рассмотреть факторы, влияющие именно на изменения списков фондовых индексов, то, кроме указанных выше трех факторов, здесь начинает действовать еще один, который естественно назвать человеческим фактором (Андрукович, 2017). Он определяет своевременность и корректность — или несвоевременность и некорректность — выбора руководителями фондовых индексов того момента времени, когда необходимо провести изменение списка фондового индекса, т.е. тех компаний, которые необходимо исключить из данного списка в данный момент времени и включить в него взамен выбывших новые компании⁶. При этом названные выше три фактора, с точки зре-

⁵ Во всяком случае, так было до недавнего времени, т.е. до широкого распространения в последние годы механических торговых систем (МТС), или, как их часто называют, торговых роботов, действия которых определяются только заложенными в них правилами реакции на динамику предыдущих котировок.

⁶ Так как в большинстве фондовых индексов длина списка меняется очень редко, эти события происходят обычно одновременно.

ния их влияния на изменения списков фондовых индексов являются внешними, объективными факторами, динамика которых не зависит от руководства индекса, в то время как человеческий фактор субъективен по своей природе и характер его воздействия на списки компаний, по котировкам которых рассчитывается данный фондовый индекс, определяется уровнем профессионализма руководства этого индекса: 1) уровнем информированности руководства индекса о процессах, происходящих в экономике данной страны и в мире в целом; 2) в корректности даваемой руководством индекса оценки перспектив развития этих процессов; 3) в точности оценок этим руководством финансовой устойчивости и перспектив развития компаний, включаемых в список индекса. Следует также отметить, что важной задачей руководителей фондового индекса при принятии некоторого решения об изменении списка индекса является также мониторинг того спекулятивного шума, который создается фактором торгов, и окончательное решение об изменении списка индекса только в зависимости от силы и степени влияния первых двух названных выше факторов. Иными словами, руководители фондовых индексов являются своего рода фильтрами между внешней по отношению к фондовым индексам средой и самими фондовыми индексами, и именно их решения во многом определяют реакцию рынка на эти события.

2. Обзор литературы по проблемам листинга и делистинга

Перед тем как сделать обзор публикаций по данной теме, отметим, что в приведенном далее обзоре публикаций по этим проблемам рассматриваются только те статьи, которые касаются собственно этих ситуаций, так как основным мотивом данной статьи является анализ влияния листинга и делистинга на торговые характеристики акций при их включении в списки фондовых индексов или исключении из них. Обзор проблем, связанных с исключением акций из основных торгов на родной фондовой бирже или при кросс-делистинге, а также по другим, связанным с этими событиями, вопросам, можно найти в (Андрукович, 2018).

Листинг и делистинг акций из фондовых индексов. Основным лейтмотивом публикаций, посвященных влиянию листинга и делистинга на торговые характеристики акций, является анализ влияния этих процессов на темпы роста их котировок и объем торгов. Изменение же каких-то других их характеристик — спреда, ликвидности, волатильности и т.д. — анализируется лишь в отдельных случаях и здесь рассматриваться не будут⁷.

Представляется вполне очевидным, что исключение акций из списков фондового индекса должно приводить к ухудшению их торговых характеристик, в то время как включение акций в списки индекса — к их улучшению. В частности, именно на такое представление о динамике котировок акций в случаях их листинга и делистинга опирается

⁷ В англоязычной литературе по данной проблеме вместо темпа роста котировок пишут, в зависимости от контекста, о той или иной доходности операций на бирже (return on security, rate of return, abnormal of return, или return). Однако так как эти показатели основаны на изменении котировок акций относительно базового значения, то далее будет использоваться понятие «темп роста котировок».

гипотеза, которая в англоязычной литературе по данной проблеме называется *гипотезой давления цен* (Price Pressure Hypothesis), предложенная для объяснения наблюдаемых эффектов в изменениях котировок М. Шоулзом (Scholes, 1972). Ее смысл заключается в том, что при объявлении о замене компаний в списках индекса или в конкретный день замены, если такое объявление не было сделано ранее, котировки включаемых в индекс акций растут, а при исключении падают. При этом изменения трендов котировок являются временным эффектом и через то или иное время после изменения списка цены акций возвращаются на прежние, как обычно пишут, фундаментальные уровни. Для объяснения этих эффектов предложены и другие гипотезы, такие, например, как *гипотеза переключения внимания* (Attention Hypothesis), выдвинутая Р. Мертоном (Merton, 1987), которая постулирует, что изменения котировок акций при этих событиях связаны с переключением внимания участников этих рынков именно на данные акции. Рассматривается также *гипотеза снижающейся кривой* (Slope Down Curve Hypothesis), выдвинутая А. Шлейфером (Shleifer, 1986). Она утверждает, что после первичного повышения котировок, включенных в список индекса акций, эти котировки со временем начинают снижаться, так как сама эта замена компаний в списке не всегда бывает корректной (Butler, Allen, 1979; Андрукович, 2017).

Что касается конкретных исследований, связанных с проверками этих гипотез, то наиболее популярной из них является гипотеза М. Шоулза, а наиболее популярным индексом, на основе данных о листинге и делистинге акций из списков которого проводятся соответствующие исследования, является индекс S&P 500, привлекающий к себе внимание большим числом таких случаев. Одной из первых работ, посвященных проверке гипотезы М. Шоулза, была статья (Harris, Gurel, 1986), в которой, по данным о листинге и делистинге акций из индекса S&P 500, рассмотренным за период с 1973 по 1983 г., было показано, что при объявлении о включении новой акции в списки этого индекса ее котировки росли более чем на 3%, а через 2 недели снижались до предыдущего уровня. Подтверждение изменений котировок акций при их листинге и делистинге для этого же индекса и почти за тот же период времени, но при разных гипотезах о причинах этих изменений, а также о длительности воздействия этих событий на котировки, приводятся в статьях (Shleifer, 1986) – за период 1966–1983 гг., (Jain, 1987) – за период 1977–1983 гг. и в статье (Dhillon, Johnson, 1991) – за период 1978–1988 гг.

Для более поздних интервалов времени влияние листинга и делистинга на котировки акций из того же индекса подтверждается в статьях (Lynch, Mendenhal, 1997) за период 1990–1995 гг., (Denis et al., 2003) – за период с 1987–1999 гг., (Platikanova, 2008) – за период 1990–2005 гг. Наиболее длительные периоды изменений списка этого индекса рассматриваются в статье (Chan et al., 2013) по данным 1962–

2003 гг. и в статье (Ivanov, 2013) – в период 1963–2011 гг. Аналогичная реакция рынка на листинг и делистинг акций наблюдается и на других фондовых биржах. Так, для индекса FTSE 100 Лондонской фондовой биржи это показано в статьях (Mase, 2007; Gregoriou, Ioannidis, 2003), для совокупности основных фондовых индексов Германии – в статье (Wilkens, Wimschulte, 2005), а в статье (Kassim et al., 2017) – для изменения котировок акций, входивших в состав индекса Малазийской фондовой биржи Shariah Index.

Однако имеют место и такие исследования, в которых приводятся примеры другого поведения торговых характеристик акций при их включении в списки индексов и исключении из них. Так, в статье (Cooper, Woglom, 2003) на примере индекса S&P 500 подтверждается рост котировок акций компаний после объявления об их включении в списки этого индекса, но уже в сам день включения акций в список этого индекса котировки снижаются. В статье (Chen et al., 2004) на примере семейства индексов S&P 500 показано, что в процессе торгов возникает асимметричная реакция: для включенных в индекс акций котировки растут, а для исключенных остаются на прежнем уровне. Имеются также исследования, результаты которых показывают, что указанные выше закономерности проявляются далеко не для всех фондовых индексов. В частности, в (Qiu, Pinfold, 2008) авторы показали, что для индекса S&P/ASX100, рассчитываемого на Австралийской фондовой бирже, ни включение акций в его списки, ни исключение акций из этого списка не меняет сколь-нибудь значимо их котировки. Для индекса S&P/ASX300, рассчитываемого на той же бирже, эти авторы отметили лишь статистически значимые отклонения котировок только для включенных в этот индекс акций.

Подытоживая обзор исследований, посвященных влиянию листинга и делистинга на котировки акций, проведенных с различных точек зрения и основанных на анализе данных с различных торговых площадок и в различные периоды времени, приходится признать, что роль листинга и делистинга в динамике котировок акций на данный момент не имеет однозначного ответа. Причин этого несколько, и первая состоит в том, что те или иные отклонения котировок, имевшие место в процессе основных торгов до изменения их статуса в списке фондового индекса, могут быть вызваны не связанными с листингом и делистингом причинами, в частности влиянием упомянутых выше больших шоков (large shocks) и другими внешними воздействиями, которые создают шум, на фоне которого отклонения котировок акций при их листинге и делистинге оказываются незначимыми. Это показывает анализ методик оценки соответствующих отклонений, значимость которых в большинстве из рассмотренных выше статей оценивалась относительно их волатильности за предыдущий период времени⁸.

Второй возможной причиной несовпадения результатов является динамика общего движения рынка в данный период времени.

⁸ Анализ этих методик будет представлен ниже, на примере конкретных исследований, посвященных анализу влияния листинга и делистинга на котировки акций компаний из списков индекса Доу-Джонса.

Так, если на рынке имеется значительный отрицательный тренд, то при включении акции в биржевой индекс влияние этого события на уровень ее котировок будет в значительной степени ослаблено, а для исключенной акции – усилено. При этом на растущем рынке ситуация будет противоположной. И, наконец, третьей причиной неоднозначных результатов исследований, посвященных этим проблемам, является известность – или неизвестность – тех компаний, которые исключаются (или включаются в них) из списков фондового индекса, а также известность и значимость самого фондового индекса. Действительно, в списках фондовых индексов, состоящих из большого числа компаний, многие из них мало известны (или совсем неизвестны) широкой публике. Поэтому как их включение в список такого индекса, так и исключение из него, согласно упомянутой выше гипотезе Р. Мертона, могут быть не замечены большинством участников рынка и, следовательно, не повлиять на динамику их котировок. Достаточно очевидно, что учет этих трех факторов должен быть заложен не только в методики оценки наличия (или отсутствия) значимых отклонений котировок акций при их листинге (и делистинге), но и в сами принципы построения этих оценок.

3. Влияние листинга и делистинга на торговые характеристики акций из списков индекса Доу–Джонса

3.1. Причины выбора и краткая история индекса Доу–Джонса

Данная работа, как отмечалось выше, основана на анализе случаев листинга и делистинга акций из списков индекса Доу–Джонса. Этот индекс является одним из самых известных в мире фондовых индексов и рассчитывается на Нью-Йоркской фондовой бирже с мая 1896 г., т.е. уже более 120 лет. Его известность, а также небольшое число компаний, входящих в его список – от 12 компаний в начале его расчетов до 30 компаний в настоящее время, – делает каждое изменение списков данного индекса значимым событием в процессе торгов на этой бирже. Важное свойство этого индекса состоит также в том, что компании, входящие в этот список, выбираются таким образом, чтобы их технологическая структура, т.е. доли компаний из тех или иных сфер деятельности, в наибольшей степени соответствовала структуре экономики США в данный период времени. Именно это свойство, как и известность и значимость данного фондового индекса, отличает уровень воздействия листинга и делистинга на характеристики акций компаний, входящих в его списки, от аналогичных процессов, связанных с изменениями списков таких многочисленных индексов, как индекс NASDAQ Composite, или индекс широкого рынка S&P 500, или индекс Токийской фондовой биржи Nikkei 225 и т.д. Меньшая известность значительной части компаний, входящих в эти списки, во многом нивелирует значимость таких изменений.

Индекс Доу–Джонса появился в результате модернизации первого в истории биржевой торговли фондового индекса, созданного в 1884 г. журналистами Ч. Доу (Ch.H. Dow), Э. Джонсом (E.D. Jones) и Ч. Бергстрессером (Ch.M. Bergstresser). Это был узко специализированный индекс, в котором 9 из 11 составлявших его компаний были железнодорожными. К середине 1890-х годов индекс уже не отражал всего спектра производственной деятельности растущей и диверсифицирующейся экономики США конца XIX в., переживавшей в то время Вторую индустриальную революцию (Макинерни, 2009). В связи с этим те же журналисты в мае 1896 г. ввели в практику торгов Нью-Йоркской фондовой биржи новый индекс, который теперь известен как Dow Jones Industrial Average (DJIA). Значения этого индекса рассчитывались как средние значения котировок акций 12 компаний из разных сфер американской экономики и были впервые опубликованы 26 мая 1896 г. в газете «*Wall Street Journal*» (созданной теми же журналистами в 1889 г.). В 1916 г. список был увеличен до 20, а в 1928 г. — до 30 компаний. При этом была введена новая формула расчета индекса, в которой сумма котировок делилась не на число компаний в списке индекса, а на специальным образом рассчитываемую величину (делитель индекса Доу–Джонса):

$$DJIA_t = \sum_{k=1}^n (Q_{kt} / D_t), \quad (1)$$

где Q_{kt} — текущие котировки акций из списка индекса; D_t — введенный в этот момент специальный делитель для компенсации разрывов в значениях индекса при сплитах, изменениях списка, выплате дивидендов и других изменениях статуса входивших в индекс компаний и n — число компаний.

Всего за время расчета значений индекса Доу–Джонса (до декабря 2018 г.) его списки менялись 49 раз, в результате чего в них было заменено 112 компаний. То есть с учетом 8 компаний, добавленных в 1916 г., и 10 компаний, добавленных в 1928 г., включено 130 новых компаний. Всего же в его списках побывало — с учетом первоначального списка из 12 компаний — 142 компании. Изменения списка индекса происходили крайне неравномерно. Периоды постоянного состава сменялись периодами интенсивной смены одних компаний другими (рис. 1)⁹. Первый такой всплеск обновления списков (после их стабильного состава в течение трех лет после первой публикации значений индекса) пришелся на 1899–1901 гг., когда в индексе было заменено 11 компаний из 12. Следующая значительная коррекция списков индекса Доу–Джонса произошла только в 1916 г., когда, после увеличения его длины до 20 компаний, в нем появилось сразу 16 новых компаний.

Однако постоянно расширяющаяся диверсификация экономики США привела к необходимости еще одного значительного изменения состава этого индекса. Такое изменение происходило сначала в 1924 и в 1925 г. (при постоянной длине списка индекса), а в октябре

⁹ Подробное описание процессов изменения состава котировальных списков индекса Доу–Джонса можно найти в (Андрукович, 2011).

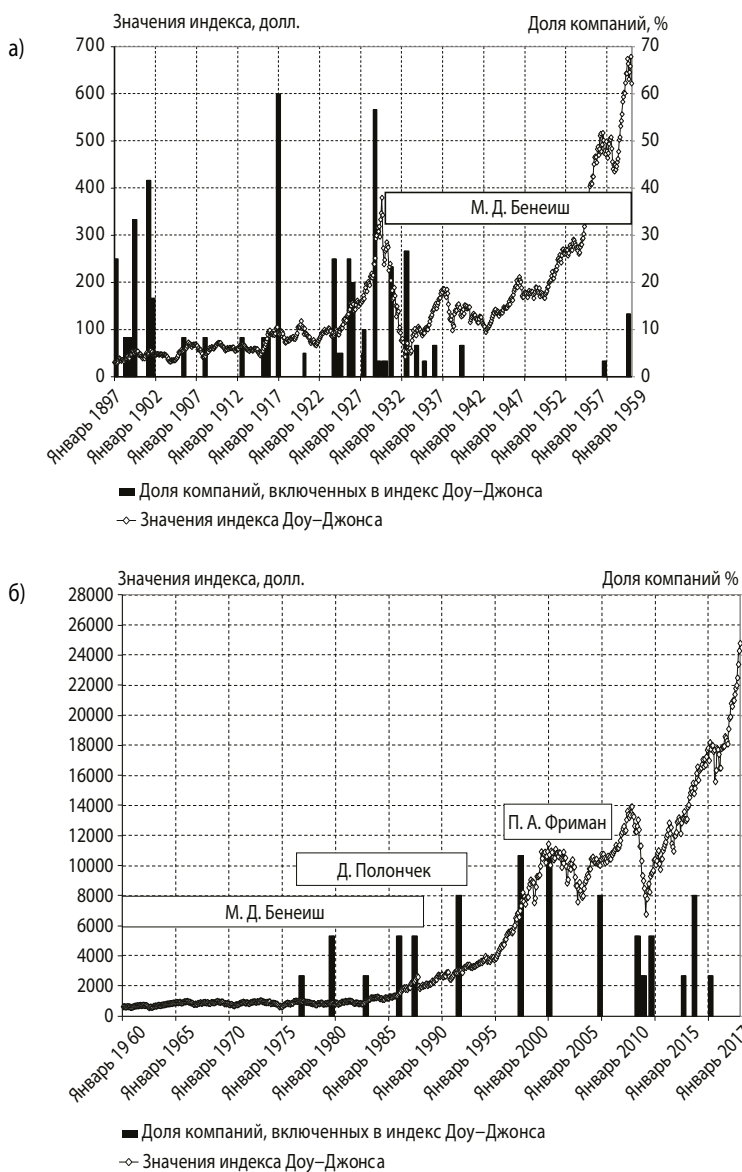


Рис. 1

Значения индекса Доу–Джонса на последний торговый день месяца и интенсивность замен компаний в его списках за периоды: а) с 1897–1959 гг.; б) 1960–2017 гг.

Источники: Dow Jones & Company, Inc. History (<http://www.fundinguniverse.com/company-histories/dow-jones-company-inc-history/>); Wikipedia «Warren H. Phillips» (https://en.wikipedia.org/wiki/Warren_H._Phillips), Daily DJIA, расчеты автора.

Примечание. Над графиками указаны первые фамилии авторов статей, анализировавших данный период с точки зрения влияния листинга и делистинга на котировки акций.

1928 г. его длина увеличилась до 30 компаний. После этого в нем оказалось сразу 17 новых компаний: были заменены 7 компаний из его предыдущего списка и добавлено 10 новых компаний, что и послужило основанием для упомянутого выше изменения формулы его расчета. Следующий период интенсивных изменений списка индекса Доу–Джонса – с 1930 по 1933 г. – был вызван уже не меняющейся структурой экономики США, а биржевым крахом октября 1929 г. и последующим экономическим спадом. После 1939 г. начался необычный для этого индекса период, когда до окончания 1975 г., т.е. за 36 лет, было произведено пять замен компаний: одна компания была заменена в июле 1956 г. и еще четыре компании – в июне 1959 г. Иными словами, внутри этого периода имели место два интервала по 17 лет, когда список индекса оставался постоянным. И только с начала 1976 г. состав индекса Доу–Джонса снова стал меняться относительно регулярно: до конца 2017 г. в его списках сменилась еще 31 компания. Это составило, однако, менее четверти всех 130 компаний, обновлявших список индекса Доу–Джонса с начала его исчисления.

3.2. Листинг и делистинг акций из списков индекса Доу–Джонса

Обзор статей, посвященных анализу влияния листинга (делистинга) на котировки и другие торговые характеристики акций из списков индекса Доу–Джонса, специально выведен в отдельную часть статьи и проведен гораздо более детально именно в связи с указанными выше его специфическими отличиями от других фондовых индексов. Анализ влияния листинга (делистинга) на котировки акций из списков индекса Доу–Джонса был проведен в трех независимых исследованиях, охвативших период с начала Великой депрессии, т.е. с 1929 и до 2005 г. Так, в статье (Beneish, Gardner, 1995) рассмотрен период 1929–1987 гг., в статье (Polonchek, Krehbiel, 1994) – 1976–1991 гг. и в статье (Freeman et al., 2007) – 1997–2005 гг. (см. рис. 1).

1929–1987 гг. В статье (Beneish, Gardner, 1995), по данным за период 1929–1987 гг., в течение которых при 15 изменениях списка индекса в нем были заменены 37 компаний, утверждается, что при включении акций в список индекса Доу–Джонса не наблюдалось каких-либо заметных изменений ни в их цене, ни в объеме торгов, и только при исключении акций из списков происходило статистически значимое снижение их котировок относительно динамики рынка в целом. В качестве базовой оценки отклонений доходности исключаемых из списков индекса акций и включаемых в эти списки авторы статьи рассматривали разность:

$$PE_{it} = R_{it} - R_{mt}, \quad (2)$$

где R_{it} – доходность акции компании i в день t и R_{mt} – доходность в день t индекса S&P 90 (до 1957 г.) и индекса S&P 500 (после 1957 г.), который рассматривался ими в качестве оценки доходности рынка в целом.

Котировки акций всех компаний выборки сводились к единому условному нулевому дню – дню объявления изменения списка, в какую бы реальную дату это изменение на самом деле ни происходило, – для того чтобы можно было рассчитывать различные средние и среднеквадратичные значения величин PE_{it} за день, за три дня, за неделю и т.д. до такого объявления или после этого дня, по всей совокупности компаний, вошедших в выборку, или любой их части¹⁰. Временные интервалы, которые рассматривали авторы этой статьи, составляли от 60 торговых дней до объявления об изменении списка и до 60 торговых дней после реального его изменения. Средние оценки PE_{it} (отдельно по включенным и исключенным компаниям), полученные за первые и последние 40 дней этого периода, а также за разные периоды до реального изменения списка и после этого изменения, сравнивались по t-критерию.

Несколько неожиданным в данном исследовании представляется тот факт, что авторы статьи сравнивают динамику котировок отдельных компаний не с динамикой самого индекса Доу–Джонса, а с динамикой индекса S&P 500 (до 1957 г. – S&P 90), объясняя такой выбор тем, что эти индексы, во всяком случае S&P 500, обычно считают индексами широкого рынка, отражающими его поведение в целом. С точки зрения общей динамики индекса за тот или иной период времени это так. Однако непонятно, как такого рода анализ может производиться по котировкам за конкретный торговый день, в связи с тем что совпадение динамики этих двух индексов в конкретные торговые дни, хотя и коррелированы, но даже при высоком уровне корреляции создают дополнительный шум, который меняет значимость соответствующих оценок. Возможно, что такое решение было принято авторами этой статьи, для того чтобы не сравнивать динамику котировок отдельных компаний из списков индекса Доу–Джонса с динамикой значений самого индекса, в расчет которого они входят. И хотя это объяснение в некоторой степени подходит для периода 1929–1933 гг., когда список индекса, особенно в 1930 и 1932 г., менялся очень интенсивно (более чем на 25% за этот период), то после 1975 г. эти изменения только два раза составили чуть более 10% длины списка.

1976–1994 гг. В статье (Polonchek, Krehbiel, 1994), по данным об изменениях котировок акций из списков этого индекса за период 1976–1991 гг. (см. рис. 1б), т.е. частично совпадающим с последней частью того периода, по которому были сделаны оценки М.Д. Бенеиша и Д.С. Гарднера, и по более чем на три четверти совпадающей совокупностью компаний (из 11 пар замененных компаний за данный период времени 8 пар компаний совпадают), получен противоположный результат. А именно ими было показано, что как раз включение акций компаний в список этого индекса приводит к повышению их котировок, в то время как при исключении акций из списков индекса авторы

¹⁰ Такое же склеивание временных рядов применяется и в статьях (Polonchek, Krehbiel, 1994; Freeman et al., 2007).

данной статьи не смогли статистически значимо выявить какие-либо изменения их торговых характеристик.

В отличие от метода оценки отклонений котировок акций при их листинге (и делистинге), использованном М.Д. Бенеишем и Д.С. Гарднером, в статье (Polonchek, Krehbiel, 1994) применялся более сложный метод оценки размера этих отклонений. А именно была построена линейная регрессионная модель вида

$$PE_{it} = R_{it} - (a_i + b_i R_{mt}), \quad (3)$$

где R_{it} и PE_{it} — те же, что и в (2), но величина R_{mt} является оценкой результатов торгов не относительно динамики какого-то другого индекса, а относительно динамики данного рынка в целом, полученной из базы данных CRSP¹¹. Коэффициенты a_i и b_i являются коэффициентами регрессии для каждой компании i за интервал в 125 торговых дней — от -150 до -25 торговых дней перед объявлением об изменении списка индекса. Отклонения доходностей акций при листинге (и делистинге) от их волатильности в предыдущий период сравнивались с величиной остаточной дисперсии, полученной по прогнозным значениям, рассчитанным по уравнению регрессии (3), для 25 дней торгов перед изменением списка. Среднеквадратичные отклонения, рассчитанные по этим величинам для разных компаний и периодов, выявили статистически значимые отклонения от прогноза, как отмечалось ранее, только для случая роста котировок компаний в день объявления об их включении в список индекса.

1995–2005 гг. В последней из трех упомянутых выше статей (Freeman et al., 2007) на основании анализа изменений списков индекса Доу-Джонса в 1997, 1999 и 2004 г. (11 пар компаний в трех случаях изменения списков) показано, что какие-либо заметные изменения уровня котировок акций не происходили ни при исключении акций из списков индекса, ни при включении в эти списки новых акций. Метод оценки отклонений котировок акций при листинге (и делистинге) от волатильности рынка в целом также основывался на модели регрессии, как и в статье (Polonchek, Krehbiel, 1994), однако отличался по способу построения этой регрессии. А именно вместо расчета отдельных регрессионных уравнений для каждой компании рассматривалась одна модель для средних темпов роста котировок всех 11 компаний, включенных за изучаемый авторами статьи период в список индекса, и отдельно — для 9 исключенных из списка компаний:

$$PE_t = R_t - (a + b RM_t), \quad (4)$$

где PE_t — ошибка предсказания; R_t — результаты торгов по акциям совокупности из 11 компаний, включенных в индекс, и отдельно для совокупности акций 9 исключенных компаний, за период t или в день t ; RM_t — оценка рынка в целом за период t или в день t , где a и b — коэффициенты регрессии.

¹¹ The Center for Research in Security Prices (www.crsp.com).

При этом из текста статьи непонятно, каким образом оценивалась величина RM_t , т.е. результаты торгов на рынке в целом, которые для акций, замененных в 1997 г., были одни, в 1999 г. — другие, и также другие в 2004 г. (см. рис. 1б), не говоря уже о конкретных значениях в отдельные торговые дни, которые необходимо использовать, чтобы оценить соответствующие отклонения.

Завершая обзор, вернемся еще раз к анализу методологической ошибки, которую делали авторы всех этих трех статей, а также многих статей из приведенного выше обзора, при оценке динамики рынка в предшествующие изменениям списка периоды времени. А именно: оценивая стандартные отклонения котировок от динамики рынка за тот или иной предшествующий временной период, авторы не учитывали, как отмечалось ранее, что далеко не все отклонения котировок акций в эти периоды были случайными, — часть из них была вызвана вполне естественными внешними причинами. Например, положительной отчетностью о деятельности компании за предыдущий период времени или значительным ухудшением ее финансового положения, удачным изменением структуры активов или внедрением в производство новых технологий и новой продукции, а также многими другими — положительными или отрицательными — событиями в жизни компаний. Иными словами, в данном случае неявно предполагалось, что отклонения котировок акций в случае их листинга (или делистинга) должны быть существенно выше отклонений котировок акций от динамики рынка в целом по другим причинам.

Понятно, что с точки зрения динамики рынка важно просто знать, возникают ли при данных событиях существенные различия в темпах роста котировок акций относительно динамики рынка в целом при их листинге (и делистинге), а не больше или меньше эти отклонения при данных событиях в сравнении с их волатильностью в предыдущее время? Из этого следует, что гипотезу для проверки значимости различий в динамике котировок, включаемых в индекс и исключаемых из него акций, следует изменить. Такая альтернативная гипотеза, которую мы далее будем называть гипотезой различия трендов, или РТ-гипотезой, может быть сформулирована следующим образом¹²: *является ли динамика котировок акций, исключенных из списка индекса, и динамика котировок акций, включенных в список индекса, статистически различной при данных событиях.*

Иными словами, предлагается оценивать не величину отклонений котировок от тренда самого индекса на основе его волатильности в предыдущий период, а различия между темпами роста котировок акций, включаемых и исключаемых из индекса компаний. Оценивая с точки зрения этой гипотезы результаты, полученные авторами первых двух рассмотренных выше статей (Beneish, Gardner, 1995; Polonchek, Krehbiel, 1994), можно считать вполне достоверным вывод

¹² Здесь и далее имеется в виду темп роста акций в сравнении с темпами роста индекса Доу-Джонса. А именно $T^{\text{корр}} = T^A / T^{\text{ДД}}$, где $T^{\text{корр}}$ — скорректированный темп роста акции; T^A — темп роста акции и $T^{\text{ДД}}$ — темп роста индекса Доу-Джонса.

о том, что когда при листинге (или делистинге) они выявляли статистически значимые отклонения котировок акций от динамики рынка в целом, то различия в изменениях котировок соответствующих акций по РТ-гипотезе также имели место.

Еще одним важным моментом для понимания возникновения различий в результатах, которые были получены авторами рассмотренных выше трех статей, являются также изменения характера динамики значений индекса Доу–Джонса в разные периоды времени (см. рис. 1), которые при методиках оценки отклонений, примененных этими авторами, могли дополнительно снизить качество этих оценок. Так, М.Д. Бенеиш и Д.С. Гарднер, как отмечалось ранее, обнаружили статистически значимое снижение котировок акций только при исключении их компаний из списков. При этом из 38 компаний, которые были заменены в списках индекса в рассматриваемом в той статье периоде, 20 компаний были заменены в период 1929–1933 гг., когда индекс Доу–Джонса – вместе с рынком в целом – стремительно падал (см. рис. 1а). Понятно, что при таком тренде индекса и общей атмосфере экономической депрессии, существовавшей в то время, включение акций компании в список индекса если и преодолевало воздействие этой тенденции, то далеко не всегда, в то время как котировки акций компаний, исключаемых из индекса, скорее всего только повышали темпы снижения своих котировок.

Это предположение, являющееся, конечно, во многом гипотетическим, тем не менее подтверждает результаты (Polonchek, Krehbiel, 1994), которые, как отмечалось ранее, показали, что в период 1976–1991 гг. включение компаний в список индекса приводило к росту котировок их акций. Понятно, что на фоне медленного и относительно спокойного роста индекса в этот период (см. рис. 1б) возникновение статистически значимых отклонений котировок акций в сторону роста при включении акций в список индекса происходит чаще, чем при том падении фондового рынка, которое происходило в период Великой депрессии. Иными словами, при относительно спокойной динамике рынка примененная авторами этой статьи методика оценки отклонений котировок при листинге (и делистинге) акций все же работала, в то время как при его сильной волатильности она оказалась недостаточно корректной.

Сравнение результатов, полученных в статье (Freeman et al., 2007), с выводами авторов двух предыдущих статей еще раз подтверждает высказанное выше предположение о зависимости полученных ими результатов от динамики индекса. Действительно, в начале того периода, на котором были основаны их выводы, а именно 1997–2004 гг., наблюдался резкий рост значений индекса Доу–Джонса, а затем – такое же быстрое падение и снова ускоренный рост значений этого индекса (см. рис. 1б). Так, представляется вполне естественным полагать, что эти авторы не смогли выявить статистически значимых отклонений

котировок акций ни при их листинге, ни при их делистинге именно из-за резких изменений динамики данного индекса, при которых примененная ими методика просто не срабатывала.

3.3. Проверка RT-гипотезы для периода 2008–2015 гг.

Рассмотрим теперь, какие изменения в котировках акций, включенных в список индекса Доу–Джонса и исключенных из него, происходили в период 2008–2015 гг.¹³, т.е. в период, замыкающий тот временной интервал расчетов индекса Доу–Джонса, за который оценки влияния листинга (и делистинга) на котировки акций из этого индекса были получены в рассмотренных выше трех статьях. Статистической базой для расчетов послужили ежедневные котировки акций на Нью-Йоркской фондовой бирже на момент закрытия торгов и соответствующие значения индекса Доу–Джонса за те же дни. Всего за это время его списки изменялись шесть раз, в результате чего в них было заменено 10 компаний (см. рис. 1б). К сожалению, за данный период времени не для всех этих компаний имеются значения котировок эмитированных ими акций. Так, котировки акций компании Kraft Foods имеются только с 2012 г., когда она перевела торги своими акциями с NYSE на NASDAQ, а котировки акций компании General Motors отсутствуют, в связи с тем что 1 июня 2009 г. начался процесс ее банкротства и ее акции в этот период вообще не котировались на бирже.

Сначала проверим на этом статистическом материале корректность тех методик оценки отклонений котировок акций, которые были использованы авторами последних двух статей, так как в статье (Beneish, Gardner, 1995) динамика котировок сравнивалась с динамикой другого индекса, что, как уже было отмечено выше, само по себе внесло серьезные коррективы в оценку их отклонений¹⁴. Методика, принятая в статье (Polonchek, Krehbiel, 1994), представляется более корректной, чем методика П.А. Фримана, П. Фуллера и Д. Ю (Freeman et al., 2007), так как, напомним, что в этом втором случае не совсем понятно, каким образом авторы оценивали динамику рынка в целом при резко меняющейся динамике значений этого индекса в соответствующие годы (см. рис.1б).

Расчеты, проведенные по методике (Polonchek, Krehbiel, 1994), были сделаны по аналогичным – с точки зрения их длины и времени до объявления об изменении списков индекса – временным интервалам. Однако вместо отклонений темпов роста котировок от темпов роста всего рынка в целом в данной статье рассматривались отклонения от динамики самого индекса Доу–Джонса. Для того чтобы эти расчеты были корректными, т.е. чтобы котировки исключаемых акций не влияли на динамику индекса до их делистинга, а включаемых в индекс акций – после их листинга, котировки акций таких компаний исключая-

¹³ Последнее до конца 2019 г. изменение списка индекса Доу–Джонса было сделано 19 марта 2015 г.

¹⁴ Специальные расчеты, проведенные по этой методике по данным 2008–2015 гг., не выявили статистически значимых отклонений котировок акций от тренда самого индекса Доу–Джонса ни в случае их листинга, ни в случае делистинга. При этом значимые даже на 2%-ном уровне отклонения котировок акций от динамики индекса имели место в разные периоды времени до и после изменений списка.

лись из его значений¹⁵. Кроме того, вместо доходностей акций, как это было сделано в статье (Polonchek, Krehbiel, 1994), рассматривались их темпы роста, которые, как отмечалось выше, являются идентичными показателями динамики рынка. Расчеты приводились по модели линейной регрессии, структура которой полностью совпадала с регрессионной моделью из статьи этих двух авторов (формула (3)):

$$R_{it} = a_i + b_i R_{mt} + PE_{it}, \quad (5)$$

где R_{mt} – темпы роста индекса Доу–Джонса, очищенные от влияния изменений котировок тех компаний, которые находились в соответствующие периоды времени в его списке; R_{it} – темпы роста котировок компании i и PE_{it} – ошибка модели. Результаты этих расчетов приведены в табл. 1.

Таблица 1

Статистические характеристики регрессионных уравнений для компаний, включенных в списки индекса Доу–Джонса и исключенных из них

Включены			Исключены		
Название компании	Множественный коэффициент корреляции	F-отношение	Название компании	Множественный коэффициент корреляции	F-отношение
19.02.2008					
Chevron	0,777	187,2	Altria Group	0,639	84,9
Bank of America	0,779	189,6	HoneyWell	0,720	132,6
22.09.2008					
Kraft Foods	н/д	н/д	AIG	0,744	152,3
08.06.2009					
Cisco Systems	0,856	337,2	CitiGroup	0,530	48,0
The Travelers	0,817	248,7	General Motors	н/д	н/д
24.09.2012					
UnitedHealth	0,367	19,1	Kraft Foods	н/д	н/д
20.09.2013					
Visa	0,605	71,0	Alcoa	0,429	27,8
Nike	0,439	29,3	Bank of America	0,584	63,6
Goldman Sachs	0,728	138,8	Hewlett Packard	0,305	12,6
19.03.2015					
Apple Inc.	0,515	44,4	AT&T Inc.	0,538	50,0

Источники: <http://www.nasdaq.com/symbol/v/historical>, <http://www.finanz.ru>, расчеты автора.

¹⁵ Это можно сделать, используя текущие значения делителя индекса Доу–Джонса.

Как видно из данных, представленных в табл. 1, значения F-отношения свидетельствуют о высокой значимости соответствующих уравнений регрессии для всех компаний, так как табличное значение для F-отношения при числе степеней свободы, равном 123, составляет на 5%-ном уровне 3,93, а на 1%-ном уровне – 6,80. В то же время понятно, что уровень этой значимости не может рассматриваться как оценка качества этих регрессий. И действительно, множественный коэффициент корреляции для этих уравнений регрессии только у 7 из 18 компаний, включенных в расчеты, превосходил величину в 0,70. При этом для компаний UnitedHealth и Hewlett Packard он был менее 0,40; для компаний Nike и Alcoa не превышал величину 0,5; а для компаний Apple, CitiGroup, AT&T, Bank of America и Visa находился в пределах 0,5–0,6 (см. табл. 1). Понятно, что при таких низких коэффициентах взаимосвязи между динамикой темпов роста котировок и динамикой темпов роста самого индекса в предыдущие периоды времени выявить статистически значимые отклонения котировок акций при их листинге или делистинге более чем проблематично.

Данные выводы можно подтвердить наглядными примерами наиболее типичных соотношений между темпами роста котировок акций и их оценками по уравнениям регрессии от темпов роста индекса Доу-Джонса, которые приведены на рис. 2.

Так, соотношение между наблюдаемыми темпами роста акций компании UnitedHealth и их оценками по уравнению регрессии (5) представляет собой некоторую шарообразную структуру (рис. 2а), и почти так же выглядит это соотношение для акций компаний CitiGroup (рис. 2б). Снижение взаимосвязи между динамикой котировок акций и динамикой рынка в целом по причинам, никак не связанным с изменением списков индекса, во многих случаях вызвано отдельными отклонениями – но не случайными, а вполне естественными – возникшими из-за инсайдовской информации. Так, например, значительное отклонение котировок акций компании Nike от динамики значений индекса Доу-Джонса имело место 22 марта 2013 г., когда при изменении значений индекса Доу-Джонса всего на 0,6% ее котировки выросли с 53,60 до 59,53 долл. за акцию (11,1%) в результате запланированного выкупа собственных акций (рис. 2в). Сильно отклоняющиеся наблюдения имеются и у компании Hewlett Packard, когда в связи с оптимизацией ее производственной структуры при почти не изменившихся значениях индекса Доу-Джонса ее акции выросли 22 февраля 2013 г. с 7,91 до 8,88 долл. за акцию (12,3%), а 23 мая того же года – с 9,82 до 11,50 долл. (17,1%) (рис. 2г). Как видно из этих примеров, между темпами роста котировок отдельных акций и значениями индекса Доу-Джонса наблюдается слабая взаимосвязь. Это относится как к акциям, включенным в его списки, так и к акциям, исключенным из этих списков. В то же время для таких компаний, как Cisco Systems (рис. 2д) и The Travelers (рис. 2е), зависимости между наблюдаемыми темпами роста котировок

акций и их модельными значениями выглядят вполне удовлетворительными. Это означает, что в каких-то случаях такие регрессионные модели могут срабатывать, а в каких-то — нет.

Как было показано выше, именно качество регрессионной зависимости между темпами роста конкретных акций и рынка в целом,

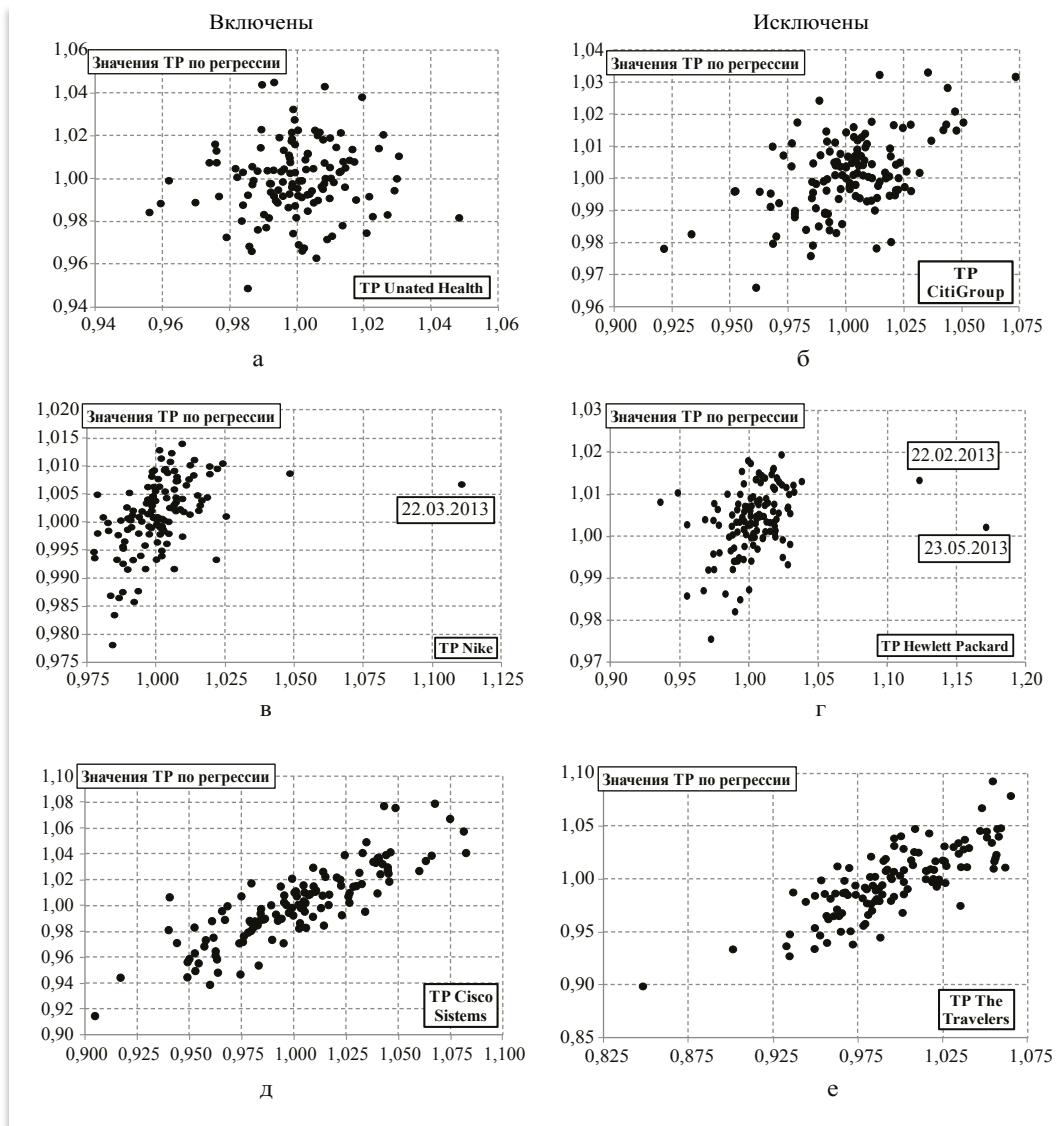


Рис. 2

Соотношения между темпами роста акций (горизонтальная ось) и их оценкой по регрессионным уравнениям (вертикальная ось) для компаний, включенных в списки индекса Доу–Джонса и исключенных из них (TP – темпы роста)

Источники: NASDAQ (<http://www.nasdaq.com/symbol/v/historical>); Finanz.ru (<http://www.finanz.ru>), расчеты автора.

включая аномальные отклонения этих темпов в отдельные дни периода, предшествующего объявлению об изменении списков индекса, не позволяло авторам рассмотренных выше статей получить более или менее однозначное решение о наличии или отсутствии влияния листинга (и делистинга) на торговые характеристики акций. В связи с этим представляется целесообразным оценивать не изменения котировок акций относительно их предыдущих колебаний, используя уравнения регрессии (как это сделано в статьях (Polonchek, Krehbiel, 1994; Freeman et al., 2007)) или рассчитывая разности средних темпов роста котировок акций и рынка в целом (как это сделано в статье (Beneish, Gardner, 1995)), а проверять предложенную выше РТ-гипотезу о том, имеются ли различия в изменении котировок включаемых в индекс и исключаемых из него акций при объявлении об этом событии, при самом этом событии, а также в те или иные моменты (или периоды) времени до и/или после этого события.

В данном исследовании рассматривался месячный интервал до и после изменения списков индекса, а для нивелирования волатильности ежедневных котировок акций эти различия оценивались не за каждый торговый день, а в среднем за пять торговых дней. Результаты расчетов приведены в табл. 3. Как видно из данных этой таблицы, темпы роста котировок компаний часто не соответствуют их дальнейшей судьбе, как за месяц до, так и через месяц после изменений списка. Так, у значительной части компаний, включенных в списки индекса Доу-Джонса, за четыре недели до этого события котировки снижались (Cisco Systems, Visa, Nike, Goldman Sachs и Apple), в то время как у компаний, исключенных из этих списков, всего за месяц до этих событий наблюдались высокие темпы роста (HoneyWell и AIG¹⁶).

Аналогичное несоответствие имеет место и в отношении динамики котировок уже через две недели после изменений списка. Так, котировки акций компании Cisco Systems за две торговые недели после их включения в списки индекса снизились на 14%, а компании Bank of America – после ее включения в списки индекса в феврале 2008 г. – более чем на 40%. При этом акции CitiGroup после ее исключения из списков выросли за тот же период более чем на 20%, а котировки акций компании Bank of America (после ее исключения из списков в сентябре 2013 г.) – на 15%. И только за неделю до замены компаний в списке индекса, т.е. после объявления об изменениях списка, соотношения между динамикой котировок акций включаемых и исключаемых компаний оказываются естественными: у включаемых компаний они росли, а у исключаемых компаний в подавляющем большинстве случаев снижались.

В целом же в среднем по всем 17 компаниям динамика котировок акций включаемых компаний, вплоть до следующего торгового дня после их включения в списки индекса, превышает динамику котировок

¹⁶ Отдельного пояснения требуют темпы изменения котировок акций страховой компании AIG, которые в связи с ее проблемами после краха компании «Lehman Brothers» в сентябре 2008 г., при объявлении о ее исключении из списка индекса Доу-Джонса, упали со среднего значения в 312 долл. до 60 долл. за акцию на следующей неделе. Однако еще до дня конкретного исключения акций этой компании из списка ее котировки – после минимума в 36,3 долл. за акцию – начали расти.

Таблица 3

Среднегеометрические темпы роста компаний, включенных в список индекса Доу–Джонса и исключенных из них за период 2008–2015 гг., рассчитанные (в месячном исчислении) относительно темпов роста самого индекса Доу–Джонса

Включенные компании					Исключенные компании				
Название компании	Отношение темпов роста котировок акций к темпам роста индекса				Название компании	Отношение темпов роста котировок акций к темпам роста индекса			
	за 4 недели до	за неделю до	первый день торгов*	через 2 недели после		за 4 недели до	за неделю до	первый день торгов*	через 2 недели после
19.02.2008									
Chevron	1,034	1,329	1,592	0,989	Altria Group	1,045	0,922	1,211	0,873
Bank of America	2,438	1,042	1,006	0,598	HoneyWell	1,579	0,799	1,251	1,007
22.09.2008									
Kraft Foods	Нет данных	Нет данных	Нет данных	Нет данных	AIG**	1,558	0,001	427,75	4,238
08.06.2009									
Cisco Systems	0,952	1,210	0,971	0,861	CitiGroup	0,839	0,702	0,724	1,213
The Travelers	1,433	1,223	1,091	0,999	General Motors	Нет данных	Нет данных	Нет данных	Нет данных
24.09.2012									
United-Health	1,047	1,241	0,940	1,113	Kraft Foods	Нет данных	Нет данных	Нет данных	Нет данных
20.09.2013									
Visa	0,925	1,317	2,681	0,993	Alcoa	0,830	1,133	0,835	0,901
Nike	0,951	1,103	1,352	0,951	Bank of America	0,898	0,951	1,007	1,148
Goldman Sachs	0,843	1,194	2,030	0,950	Hewlett Packard	1,067	0,767	1,260	1,104
19.03.2015									
Apple	0,941	1,162	0,967	1,023	AT&T Inc.	0,893	1,028	0,856	1,028
Средние темпы роста	1,174	1,202	1,403	0,942	Средние темпы роста	1,021	0,900	1,021	1,039
Стандартное отклонение	0,503	0,092	0,603	0,145	Стандартное отклонение	0,263	0,153	0,222	0,125

Источник: Nasdaq (<http://www.nasdaq.com/>), Finanz.ru (<http://www.finanz.ru>), расчеты автора.

* В этом столбце приведены темпы роста котировок в данный конкретный день, но, как и в других столбцах, в месячном исчислении.

** Данные по этой компании в расчет средних значений и стандартных отклонений не включались ввиду их аномальных значений, причины которых разъяснены в сноске 16.

исключаемых компаний (рис. 3а). Однако уже через неделю после первых торгов средние темпы роста котировок этих двух групп компаний сравниваются, а далее их соотношение меняется на противоположное. Этот эффект — вполне естественный, так как в соответствии с гипотезой давления цен, о которой говорилось выше, котировки акций включаемых в индекс компаний, через какое-то время должны выходить на свой фундаментальный уровень, а исключаемых компаний — при отсутствии каких-либо значительных финансовых или имиджевых потерь — компенсировать снижение котировок, которое имело место в связи с их делистингом. Заметим также, что этот эффект (в применении к изменениям списка индекса Доу-Джонса за период 1928–2004 гг.) рассматривался и в статье (Aroga et al., 2007), в которой он объяснялся с точки зрения «регрессии к среднему» (Kahneman, Tversky, 1973), предполагающей постепенное снижение интереса к какому-либо событию с течением времени в рамках психологического (а не математического) подхода.

Оценим теперь степень различия темпов роста котировок между исключаемыми из списка индекса акциями и включаемыми в список с помощью статистических критериев, основываясь на сформулированной выше РТ-гипотезе. Для этого посчитаем число случаев, когда темпы роста котировок акций (измеренных относительно темпов роста индекса) до, в момент или после изменения списков оказались меньше 1, а в каких случаях — больше 1, и рассмотрим таблицы сопряженности

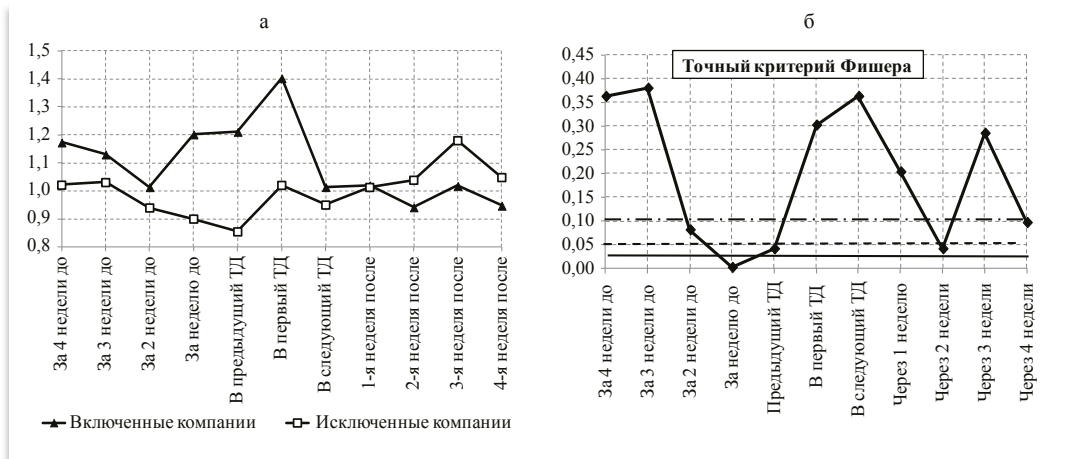


Рис. 3

Средние по компаниям значения среднегеометрических темпов роста котировок акций, включенных в список индекса и исключенных из него, рассчитанные по данным за неделю и приведенные в месячном исчислении (а) и (б) значения точного критерия Фишера для оценки различия в изменениях их темпов роста при листинге (и делистинге) с указанием трех уровней значимости (снизу вверх: 2,5; 5,0 и 10,0%).

Источник: Nasdaq (<http://www.nasdaq.com/>), Finanz.ru (<http://www.finanz.ru>), расчеты автора.

2×2 для числа таких различий в некоторые из тех моментов времени, по которым построен график на рис. 3а (табл. 4). Для оценки значимости этих различий используем точный критерий Фишера (Фишер, 1958), значения которого напрямую совпадают с соответствующим уровнем значимости для вероятности ошибочного отклонения нуль-гипотезы, которая в данном случае говорит об отсутствии различий в темпах роста котировок включаемых в индекс и исключаемых из него акций.

Результаты расчетов представлены в графическом виде на рис. 3б, на котором горизонтальные линии соответствуют (снизу вверх) критическим значениям этого критерия на уровнях значимости 0,025; 0,05 и 0,10. По этому критерию в день объявления об изменении списков индекса достоверность различия в темпах роста котировок составила более 99,5%. В предыдущий перед заменой день, т.е. в день, когда данная акция участвовала в торгах, находясь еще в списке индекса, а также через две недели после этого дня, т.е. как раз тогда, когда темпы роста котировок акций компаний, исключенных из списков индекса Доу–Джонса, становятся выше, чем темпы роста акций компаний, включенных в этот индекс, достоверность этих различий составила более 95,0% (см. рис. 3).

Таблица 4

Таблицы сопряженности между темпами роста акций включаемых в список индекса Доу–Джонса компаний и исключаемых из него компаний для четырех моментов времени относительно дня изменения списка

Акции	Быстрее индекса	По ТР-индекса	Медленнее индекса	Всего	Быстрее индекса	По ТР-индекса	Медленнее индекса	Всего
	За 1 неделю до изменения списка индекса (т.е. в день объявления о замене)				В предыдущий перед изменением списка индекса день			
Включены	9		0	9	7		2	9
Исключены	2		6	8	2		6	8
Всего	11		6	0,0023	9		8	0,0415
	В день изменения списка индекса				На следующий день после изменения списка			
Включены	6		3	9	5		4	9
Исключены	4		4	8	5		3	8
Всего	10		7	0,3023	10		8	0,3628

Примечание. В правом нижнем углу каждой подтаблицы вместо общего числа компаний приведены значения точного критерия Фишера (курсив).

Источник: расчеты автора.

Этот результат полностью согласуется с гипотезой «давления цен» М. Шоулза, а с качественной точки зрения, т.е. снижения интереса к тому или иному событию во времени, и с моделью «регрессии к среднему» Д. Канемана. Следовательно, можно уверенно утверждать, что объявление о листинге (и делистинге) акций из списков фондовых индексов действительно значимо влияет на динамику их котировок, однако на небольшом, т.е. чисто спекулятивном, интервале времени. А именно уже на следующий день после реального изменения списка индекса рынок полностью, или почти полностью, отыгрывает эту новость, и котировки включенных в его списки акций снижаются в среднем до того уровня, который имел место за две недели до объявления об их включении в индекс. В то же время котировки исключенных акций компенсируют снижение за предыдущий период, возвращаясь к своим фундаментальным, а не спекулятивным, уровням.

Можно также отметить, что за две недели до изменения списка достоверность различия в темпах роста котировок включаемых в индекс (и исключаемых из него) акций составляла 90%. Это означает, что с большой долей вероятности в список индекса включаются те компании, темпы роста которых еще до принятия руководством индекса решения об изменении его списка имеют в среднем значимое превышение над темпами роста исключаемых компаний. И именно эта их динамика является одним, хотя и далеко не единственным фактором, который принимают во внимание руководители большинства биржевых индексов при изменении их списков.

Заключение

Как показал обзор исследований по этой проблеме, значимые различия в темпах роста акций при их листинге (и делистинге) относительно их волатильности в предыдущий период выявляются далеко не всегда. При этом отсутствие устойчивых результатов при исследовании данного феномена связано не с отсутствием реакции рынка на листинг и делистинг акций из фондовых индексов, а скорее с несовершенством методик выявления этих отличий. Предложенная в данной статье гипотеза различия трендов, или РТ-гипотеза, гораздо проще: неважно, что было раньше, важнее, отличаются ли темпы роста котировок акций относительно динамики рынка в целом именно в момент объявления об изменении списка индекса. И, если рассматривать эту ситуацию с практической точки зрения — а именно с точки зрения участников этого рынка — то именно этот эффект им и интересен. Заметим также, что в тех случаях, когда в статьях, рассмотренных в приведенном обзоре, авторы фиксировали значимое различие в темпах роста хотя бы для одной из совокупностей компаний — исключенных из списков фондового индекса или включенных в этот список — проверка гипотезы различия трендов скорее всего позволила бы зафиксировать значимые отклонения между темпами роста акций и той, и другой совокупностями компаний.

ЛИТЕРАТУРА

- Андрукович П.** (2011). Частота и интенсивность изменений списков компаний в индексах Доу–Джонса и РТС: различия и аналогии // *Экономическая наука современной России*. № 4 (55). С. 30–50.
- Андрукович П.** (2017). «Человеческий фактор» в истории изменений списков индекса Доу–Джонса // *Экономическая наука современной России*. № 3 (78). С. 137–154.
- Андрукович П.** (2018). Делистинг компаний и его влияние на торговые характеристики акций. В сб.: *«Теория и практика институциональных преобразований в России»*. № 42. М.: ЦЭМИ РАН. С. 137–144.
- Макинерни Д.** (2009). США. История страны. М., СПб.: Эксмо, Мидгард.
- Фишер Р.** (1958). Статистические методы для исследователей. М.: Госстатиздат.
- Arora A., Capp L., Smith G.** (2007). The real dogs of the Dow. Department of Economics, Pomona College, Claremont, Working Paper CA 91711.
- Beneish M.D., Gardner J. C.** (1995). Information costs and liquidity effects from changes in the Dow Jones industrial average list // *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. Vol. 30 (01). P. 135–157.
- Butler H.L.Jr., Allen J.D.** (1979). The Dow Jones industrial average re-examined // *Financial Analysts Journal*. Vol. 35 (6). P. 23–30.
- Charles A., Darné O.** (2014). Large shocks in the volatility of the Dow Jones industrial average index: 1928–2013 // *Journal of Banking & Finance*. Vol. 43. P. 188–199.
- Chan K., Hung K. W., Tang G.Y.N.** (2013). A comprehensive long-term analysis of S&P 500 index additions and deletions // *Journal of Banking & Finance*. Vol. 37 (12). P. 4920–4930.
- Chen H., Noronha G., Singal V.** (2004). The price response to S&P 500 index additions and deletions: Evidence of asymmetry and a new explanation // *Journal of Finance*. Vol. 59. No. 4. P. 1901–1930.
- Cooper D., Woglom G.** (2003). The S&P 500 effect. Not so good in the long run // *The Journal of Investing*. Vol. 12 (4). P. 62–73.
- Denis D., McConnell J., Ovtchinnikov A., Yu Y.** (2003). S&P 500 index additions and earnings expectations // *Journal of Finance*. Vol. 58. No. 5. P. 1821–1840.
- Dhillon U., Johnson H.** (1991). Changes in the standard and poor's 500 list // *Journal of Business*. Vol. 64, No. 1. P. 75–85.
- Freeman P.A., Yu G., Fuller P.** (2007). Do recent changes in the Dow Jones industrial average support the price-pressure hypothesis? // *Southwestern Economic Review*. Vol. 34. No. 1. P. 179–186.
- Gregoriou A., Ioannidis C.** (2003). Liquidity effects due to information costs from changes in the FTSE 100 list. Economics and Finance Working paper, Brunel University, West London, January.
- Harris L., Gurel E.** (1986). Price and volume effects associated with changes in the S&P 500 list: New evidence for the existence of price pressures // *The Journal of Finance*. Vol. 41. No. 4. P. 815–829.
- Ivanov S.I.** (2013). Analysis of the effects of preannouncement of S&P 500 index changes // *The International Journal of Business and Finance Research*. Vol. 7. No. 5. P. 1–9.

- Jain P.C.** (1987). The effect on stock price of inclusion in or exclusion from the S&P 500 // *Financial Analysts Journal*. Vol. 43. Jan.–Feb. P. 58–65.
- Kahneman D., Tversky A.** (1973). On the psychology of prediction // *Psychological Review*. Vol. 80. P. 237–251.
- Kassim N.S., Ramlee R., Kassim S.** (2017). Impact of inclusion into and exclusion from the shariah index on a stock price and trading volume: An event study approach // *International Journal of Economics and Financial Issues*. Vol. 7. No. 2. P. 40–51.
- Lynch A.W., Mendenhall R.R.** (1997). New evidence on stock price effects associated with changes in the S&P 500 index // *Journal of Business*. Vol. 70. No. 3. July.
- Mase B.** (2007). The impact of changes in the FTSE 100 index // *The Financial Review*. Vol. 42. No. 3. P. 461–484.
- Merton R.** (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information // *Journal of Finance*. Vol. 42. No. 3. P. 483–510.
- Platikanova P.** (2008). Long-term price effect of S&P 500 addition and earnings quality // *Financial Analysts Journal*. Vol. 64. No. 5. P. 62–76.
- Polonchek J., Krehbiel T.** (1994). Price and volume effects associated with changes in the Dow Jones averages // *The Quarterly Review of Economics and Finance*. Vol. 34 (4). P. 305–316.
- Qiu M., Pinfold J.** (2008). Price and trading volume reactions to index constitution changes // *The Australian evidence. Managerial Finance*. Vol. 34. 1. P. 53–69.
- Shleifer A.** (1986). Do demand curves for stocks slope down? // *Journal of Finance*. Vol. 41. July. P. 579–590.
- Scholes M.S.** (1972). The market for securities: Substitution versus price pressure and the effects of information on share prices // *Journal of Business*. Vol. 45. No. 2. P. 179–211.
- Wilkins S., Wimschulte J.** (2005). Price and volume effects associated with 2003's major reorganization of German stock indices // *Financial Markets and Portfolio Management*. Vol. 19. No. 1. P. 61–98.

Поступила в редакцию 14.05.2019

REFERENCES (with English translation or transliteration)

- Andrukovich P.** (2011). Chastota i intensivnost' izmenenii spiskov kompanii v indeksakh Dou–Dzhonsa i RTS: razlichija i analogii. [The frequency and intensity of changes in the list of companies in the Dow Jones and RTS: differences and analogies]. *Economic Science of Modern Russia*, 4 (55), 30–50 (in Russian).
- Andrukovich P.** (2017). “Chelovecheskii faktor” v istorii izmenenii spiskov indeksa Dou–Dzhonsa [“Human factor” in the history of changes in the Dow Jones index lists]. *Economic Science of Modern Russia*, 3 (78), 137–154 (in Russian).
- Andrukovich P.** (2018). Delisting kompanii i ego vlijanie na torgovye kharakteristiki aktsii. [Delisting of companies and its impact on the trading characteristics of shares]. In: *Theory and Practice of Institutional Reforms in Russia*, 42. Moscow: CEMI RAS, 137–144 (in Russian).

- Arora A., Capp L., Smith G.** (2007). The real dogs of the Dow. Department of Economics, Pomona College, Claremont, Working Paper CA 91711.
- Beneish M.D., Gardner J.C.** (1995). Information costs and liquidity effects from changes in the Dow Jones industrial average list. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30, 1, 135–157.
- Butler H.L.Jr., Allen J.D.** (1979). The Dow Jones industrial average re-examined. *Financial Analysts Journal*, 35, 6, 23–30.
- Chan K., Hung K.W., Tang G.Y.N.** (2013). A comprehensive long-term analysis of S&P 500 index additions and deletions. *Journal of Banking & Finance*, 37, 12, 4920–4930.
- Charles A., Darné O.** (2014). Large shocks in the volatility of the Dow Jones industrial average index: 1928–2013. *Journal of Banking & Finance*, 43, 188–199.
- Chen H., Noronha G., Singal V.** (2004). The price response to S&P 500 index additions and deletions: Evidence of asymmetry and a new explanation. *Journal of Finance*, 59, 4, 1901–1930.
- Cooper D., Woglom G.** (2003). The S&P 500 effect. Not so good in the long run. *The Journal of Investing*, 12, 4, 62–73.
- Denis D., McConnell J., Ovtchinnikov A., Yu Y.** (2003). S&P 500 index additions and earnings expectations. *Journal of Finance*, 58, 5, 1821–1840.
- Dhillon U., Johnson H.** (1991). changes in the standard and poor's 500 list. *Journal of Business*, 64, 1.
- Fisher R.A.** (1958). *Statisticheskie metody dlja issledovatelei*. [Statistical methods for research workers]. (Originally published by Oliver and Boyd, 7th ed.) (in Russian).
- Freeman P. A., Yu G., Fuller P.** (2007). Do recent changes in the Dow Jones industrial average support the price-pressure hypothesis? *Southwestern Economic Review*, 34, 1, 179–186.
- Gregoriou A., Ioannidis C.** (2003). Liquidity effects due to information costs from changes in the FTSE 100 list. Economics and Finance Working paper. West London, Brunel University, January.
- Harris L., Gurel E.** (1986). Price and volume effects associated with changes in the S&P 500 list: New evidence for the existence of price pressures. *The Journal of Finance*, 41, 4, 815–829.
- Ivanov S.I.** (2013). Analysis of the effects of preannouncement of S&P 500 index changes. *The International Journal of Business and Finance Research*, 7, 5, 1–9.
- Jain P.C.** (1987). The effect on stock price of inclusion in or exclusion from the S&P 500. *Financial Analysts Journal*, 43, Jan.–Feb., 58–65.
- Kahneman D., Tversky A.** (1973). On the psychology of prediction. *Psychological Review*, 80, 237–251.
- Kassim N.S., Ramlee R., Kassim S.** (2017). Impact of inclusion into and exclusion from the shariah index on a stock price and trading volume: An event study approach. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7, 2, 40–51.
- Lynch A.W., Mendenhal R.R.** (1997). New evidence on stock price effects associated with changes in the S&P 500 index. *Journal of Business*, 70, 3, July.

- Makinerny D.** (2009). SShA. Istorija strany. [The travellers' history of the United States]. Moscow, Saint Petersburg: Eksmo, Midgard (in Russian).
- Mase B.** (2007). The impact of changes in the FTSE 100 index. *The Financial Review*, 42, 3, 461–484.
- Merton R.** (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *Journal of Finance*, 42 (3), 483–510.
- Platikanova P.** (2008). Long-term price effect of S&P 500 addition and earnings quality. *Financial Analysts Journal*, 164, 5, 62–76.
- Polonchek J., Krehbiel T.** (1994). Price and volume effects associated with changes in the Dow Jones averages. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 34, 4, 305–316.
- Qiu M., Pinfeld J.** (2008). Price and trading volume reactions to index constitution changes: The Australian evidence. *Managerial Finance*, 34, 1, 53–69.
- Scholes M.S.** (1972). The market for securities: Substitution versus price pressure and the effects of information on share prices. *Journal of Business*, 45, 2, 179–211.
- Shleifer A.** (1986). Do demand curves for stocks slope down? *Journal of Finance*, 41, July, 579–590.
- Wilkins S., Wimschulte J.** (2005). Price and volume effects associated with 2003's major reorganization of German stock indices. *Financial Markets and Portfolio Management*, 19 (1), 61–98.

Received 14.05.2019

P.F. Andrukovich

Central Economics and Mathematics Institute, Russian Academy
of Sciences, Moscow, Russia

The dynamics of stock price during their listing and delisting¹⁷

Abstract. This article discusses the factors affecting stock quotes on the stock exchange, and assesses the reaction of the stock market to listing and delisting of shares from lists of stock indices. A review of the literature on this issue revealed a significant variation in the conclusions of various authors regarding the extent of the impact of these events on the stock trading characteristics. The article shows that one of the reasons for these differences is incorrect application of the methods for assessing the impact of listing and delisting on stock prices, based on the assessment of their deviations in these events compared to their volatility in the previous periods of time. A new method for estimating this effect is proposed – the method of “trends separability” – as well as the corresponding criterion for assessing the significance of deviations of stock price when listing and delisting them. The use of this technique allowed us to show that there is a stable pattern in the effect of listing and delisting on the nature of trading in relevant stocks. All calculations were carried out on the basis of daily data on changes in stock prices included in the Dow Jones index lists and excluded from them, for the period 2008–2015.

Keywords: *stock exchanges, stock indices, listing, delisting, return, stock prices, statistics criteria, Dow Jones.*

JEL Classification: C43, D81, G14, G15.

DOI: 10.31737/2221-2264-2019-44-42

¹⁷ I would like to take this opportunity to express my gratitude to E.T. Gurvich, who suggested the topic of this article to me.