

ДИАГНОСТИРОВАНИЕ ПУЗЫРЯ НА РЫНКЕ АКЦИЙ РОССИЙСКИХ ТЕЛЕКОММУНИКАЦИОННЫХ КОМПАНИЙ В КОНЦЕ 1990-Х ГГ.

Чиркова Е.В.¹, Тихонов А.А.²

Возможно, нам следует просто переименовать «Ростелеком» в «Ростеле.com», и тогда мы увеличим стоимость компании стократно.

Из интервью одного иностранного инвестора накануне краха пузыря телекоммуникационных компаний в России

В статье тестируются факт наличия пузыря на российском рынке телекоммуникационных компаний в конце 1990-х гг., когда подобный пузырь был зафиксирован в США на рынке *NASDAQ*. Исследование проводилось при помощи эконометрического теста, определяющего наличие взрывного процесса в ценах акций, так как эконометрические тесты, соотносящие цены акций и дивиденды на акцию неприменимы в силу отсутствия дивидендных рядов по большинству котировавшихся в конце 1990-х российских телекоммуникационных компаний. Тесты не отвергают гипотезу о наличии пузыря в ценах всех российских телекоммуникационных компаний, кроме одной, а также в построенном нами индексе телекомов. Подтвердила его наличие и проверка косвенных признаков пузыря: стремительный рост стоимости и избыточная накопленная доходность накануне пика; неадекватное, чрезвычайно оптимистичное восприятие поступающих новостей; большая глубина падения во время коррекции и длительное восстановление до пикового уровня. В период с 1998 по 2000 г. котировки российских телекоммуникационных компаний росли, повторяя динамику российского фондового рынка, коэффициент корреляции индексов телекоммуникационных компаний и РТС составлял около 0,95, индекс телекомов «оторвался» от РТС лишь в первом квартале 2000 г. В работе также тестировалось, являлся ли российский пузырь результатом «заражения» российского рынка от рынка *NASDAQ* или его причиной стало восстановление российского фондового рынка после кризиса 1998 г. Далее исследовалось то же самое в отношении коррекции пузыря. Используемая методология – анализ динамики корреляционных коэффициентов между рынками – предполагает, что связь между ними усилилась и произошло «заражение», если наблюдается существенное увеличение корреляции после шока. Эффекта «заражения» выявлено не было. Косвенным признаком его отсутствия является то, что пик российского индекса телекомов имел место на 19 дней позже, чем индекса *NASDAQ*. Пузырь на российском рынке телекомов и его коррекция в конце марта 2000 г. обусловлены событиями на фондовом рынке России, но под влиянием новостей и настроений с рынка США.

Ключевые слова: спекулятивный пузырь, пузырь на фондовом рынке, заражение

JEL: G12, G14, G15

В конце 1990-х гг. на американском фондовом рынке наблюдался бум на акции высокотехнологических и телекоммуникационных компаний (доткомов и телекомов). Пики индексов акций компаний технологического сектора *NASDAQ Composite*, включающего доткомы и телекомы, и *NASDAQ Telecommunications Index*, куда входят телекоммуникационные и радиовещательные компании и производители средств связи, были достигнуты одновременно 10 марта 2000 г. и составили 5048,62 и 1230,06 пунктов соответственно. 13 марта *NASDAQ Composite* просел на 3% по отношению к предыдущему дню торгов, и началась коррекция пузыря. Во время коррекции акции телекомов дешевели быстрее, чем высокотехнологические компании в среднем: 9 октября 2002 г., во время нижнего пика, *NASDAQ Composite* достиг 1114,11 пунктов (падение на 77,9% среднегодовым темпом 44%), а значение *NASDAQ Telecommunications Index* равнялось 81,43 пунктам (падение на 93,4% среднегодовым тем-

1. Канд. эконом. наук, доцент кафедры экономики и финансов фирмы экономического факультета НИУ ВШЭ.

2. Магистр программы «Стратегическое управление финансами фирмы» кафедры экономики и финансов фирмы экономического факультета НИУ ВШЭ.

пом 65%). Наличие пузыря на американском рынке NASDAQ во второй половине 1990-х – начале 2000-х гг. зафиксировано в ряде научных работ (Pastor, Veronese 2006; Phillips, Wu, Yu 2011; Homm, Breitung 2012).

К началу 2000 г. на российском фондовом рынке котировались акции нескольких телекоммуникационных компаний. Их стоимость резко росла в конце 1999 и начале 2000 г., а затем сильно упала в марте – апреле 2000-го. Вопрос о том, является ли это падение коррекцией пузыря и связано ли оно с неблагоприятными событиями на американском рынке, до сих пор не исследован. Установить это и является целью данной работы.

Эконометрические методы тестирования наличия пузыря

Первая группа моделей финансового пузыря была разработана для дивидендных акций – она тем или иным образом сравнивает оценочные фундаментальные и рыночные цены активов. У всех этих тестов есть общий недостаток – их нельзя использовать для компаний, не выплачивающих дивиденды, и для большинства тестов нужны длинные временные ряды.

Тест на исследование границ волатильности, предложенный Шиллером (Shiller, 1981) и Ле Роем и Портером (LeRoy and Porter, 1981) является самым ранним эконометрическим тестом диагностирования пузыря. Изначально он предназначался для проверки гипотезы об эффективности рынка и о выполнении на практике модели приведенной стоимости будущих денежных потоков. Бланшар и Уотсон (Blanchard & Watson, 1982) первыми указали на применимость данного теста для идентификации пузыря. Шиллер исследует, может ли волатильность рыночных цен акций объясняться волатильностью дивидендов. Для этого он сравнивает фактическую волатильность рыночных цен с волатильностью приведенной стоимости фактически выплаченных, начиная со следующего периода, дивидендов (ценой ex-post). Если волатильность фактических цен выше, чем цен ex-post, то границы волатильности нарушаются. Бланшар и Уотсон (Blanchard & Watson, 1982) показали, что это может происходить не только из-за изменений в фундаментальных переменных (например, дивидендов), но и из-за наличия рациональных пузырей. Шиллер применил тест для S&P Composite Stock Price Index с 1871 по 1979 г. и получил, что границы волатильности нарушаются: цены акций волатильны, а дивиденды представляют достаточно гладкий временной ряд, то есть на рынке мог существовать пузырь. Данный метод критикуется (Flood and Hodrick, 1990; Flood, Hodrick and Kaplan, 1986; Flood, Hodrick and Kaplan, 1994) за использование в расчетах цены ex-post терминальной стоимости, основанной на субъективных оценках и предположениях исследователя относительно ставки дисконтирования и ожидаемых темпов роста, и за оценку фундаментальной стоимости акций на основе исторических данных без учета исторических ожиданий агентов относительно будущего (данная проблема осознавалась и Шиллером). Авторы (Barsky, De Long, 1993) особо подчеркивают уязвимость использования постоянной ставки дисконтирования в модели Шиллера. Нарушение границ волатильности может являться не показателем наличия пузыря, а говорить о нерациональности рынка.

Первым эконометрический тест, направленный именно на выявление пузырей, был предложен в работе Веста (West, 1987). В нем в явном виде присутствует гипотеза о наличии пузыря. Нулевая гипотеза состоит в том, что цена акции является приведенной стоимостью будущих дивидендов, альтернативная подразумевает, что в цене присутствует еще и спекулятивный пузырь. Тест сравнивает два временных ряда: поток дивидендов и рыночную цену актива. Подбирается модель ARIMA, которая наилучшим образом описывает ряд дивидендов. Для проверки наличия компонента, отвечающего за наличие пузыря в цене, строится регрессия фактической цены на прошлые значения дивидендов. Вест применил разработанный им тест к S&P Composite Stock Price Index за период с 1871 по 1980 г. и к индексу Доу Джонса с 1928 по 1978 г. Тест показал, что наличие пузыря зависит от предположений о ставке дисконтирования: если она постоянна, нулевая гипотеза (отсутствие пузыря) отвергается, но при переменной ставке признаков пузыря не обнаруживается. Уже один этот вывод является критикой теста Веста. Гюркайнак (Gürkaynak, 2008) указывает, что в модели Веста будущие дивидендные выплаты определяются только прошлыми, тогда как на практике ин-

весторы, оценивая будущие дивиденды, принимают во внимание значительно большее число факторов. Дезбакш и Демиргук-Кант (Dezbakhsh, Demirguc-Kunt, 1990) критиковали Веста за использование теста Хаусмана, который слишком часто отвергает нулевую гипотезу о равенстве коэффициентов на маленьких выборках.

В работе Дибы и Гроссмана (Diba, Grossman, 1988) было предложено выявлять наличие пузыря с помощью анализа стационарности временного ряда цены актива и фундаментальных переменных (дивидендов). Тест базируется на следующей теореме: в предположении, что дивиденды нестационарны в значениях, а дивиденды и ненаблюдаемая переменная, отвечающая за изменение настроений инвесторов (от дивидендов, ненаблюдаемой переменной и ставки дисконтирования зависит цена актива) стационарны в первых разностях, в отсутствие на рынке пузыря цена актива должна быть нестационарна в значениях, но стационарна в первых разностях. Стационарность дивидендов и рыночных цен проверяется с помощью теста Дики-Фуллера. Также авторы предполагают, что дивиденды и рыночные котировки должны быть коинтегрированы, в противном случае в ценах присутствует пузырь. Для проверки коинтеграции используются тесты Грейнджера и Бхаргавы. Для практической проверки своей модели Диба и Гроссман использовали те же временные ряды, на которых была построена работа Шиллера (Shiller, 1981). На указанных временных рядах авторы не обнаружили признаков существования пузыря. Гюркайнак (Gürkaynak, 2008) указывает, что эконометрическая идентификация коинтеграционной взаимосвязи и стационарности проблематична. Эванс (Evans, 1991) утверждает, что тест Дибы и Гроссмана не способен выявить так называемые периодически лопающиеся пузыри.

Фрут и Обстфельд в статье 1991 г. (Froot, Obstfeld, 1991) предложили модель внутреннего пузыря, который целиком зависит от фундаментальных факторов, определяющих стоимость акций (дивидендов). Если они неизменны, то и уровень цен остается постоянным, иными словами, компонент «пузырь» в цене акций является стационарным. Для тестирования модели авторы использовали индексы S&P и дивидендов с 1923 по 1988 г. Они обнаружили, что цены акций демонстрируют чрезмерно сильную реакцию на изменения в дивидендах, чтобы это соответствовало изменению их приведенной стоимости. Иными словами, по мнению авторов, на указанном временном интервале существовал пузырь (дата возникновения в работе не названа). Данная модель получила хорошие отзывы других авторов (Ackert, Hunter, 1999; Ma, Kanas, 2004), которые с помощью иных методов получили сопоставимые результаты. Гюркайнак (Gürkaynak, 2008) подтвердил, что между дивидендами и ценой акций действительно существует нелинейная зависимость, но он сомневается, что это непременно проявление пузыря. Преимуществом модели является то, что для ее построения достаточно относительно коротких временных рядов.

Первые модели переключения режимов создали Ван Норден (Van Norden, 1996) и Холл и Сола (Hall & Sola, 1993). Эти модели были разработаны для выявления лопающихся пузырей. Термин «смена режима» основывается на идее обнаружения пузырей с помощью поиска изменяющихся во времени структур (patterns) формирования рыночных котировок. Ван Норден определяет пузырь как положительное или отрицательное отклонение от фундаментальной стоимости. Его тест ориентирован на периодически лопающиеся пузыри, которые могут находиться в двух режимах (состояниях): расти или корректироваться полностью или частично. Предложенная спецификация пузыря близка к подходу Эванса. Ожидается, что величина, на которую пузырь скорректируется в ходе коррекции, зависит от его размера. По мере роста пузыря вероятность его продолжения должна падать, а начала коррекции – увеличиваться.

Холл и Сола (Hall & Sola, 1993) разработали и в статье с еще одним соавтором (Hall et al., 1999) развили модель, позволяющую выявлять периодически лопающиеся пузыри. Авторы анализируют свойства временного ряда котировок акций, в поисках перехода от стационарного состояния к состоянию взрывного роста. Для проверки стационарности используется расширенный тест Дики-Фуллера (ADF-тест). Вероятность того, что пузырь останется в режиме роста или скорректируется, предполагается постоянной во времени. Вероятность начала коррекции следует процессу Маркова первого порядка, при котором вероятность опре-

деленного исхода события не зависит от прошлого. Тест выявляет наличие пузыря, если в одном режиме ряд нестационарен, а в другом – стационарен: это означает, что в определенный момент времени происходит смена режима. Ван Норден применил разработанный им тест, а также тест из работы Холла и Сола (Hall & Sola, 1993) к фондовому индексу биржи Торонто (с января 1956 по июль 1997 г.) и к индексу S&P 500 (с января 1947 по июль 1997 г.). Тест Холла и Сола отверг нулевую гипотезу об отсутствии смены режима в рассматриваемых временных рядах, что говорит о наличии пузыря в тестируемых периодах. Тест самого Ван Нордена не обнаружил признаков наличия пузыря на той же самой выборке. Разные результаты тестов на одной выборке свидетельствуют об уязвимости подхода: результат зависит от моделирования пузырей и переключения режима (Gürkaynak, 2008). Кроме того, Боль (Bohl et al. 2013) и сам Ван Норден в более поздних работах (Van Norden, Vigfusson 1998; Schaller, Van Norden, 2002) указывают, что оба теста отвергают гипотезу о наличии периодически лопающихся пузырей в том случае, если в выборке всего один или два пузыря, плюс внезапные изменения в структуре формирования рыночных котировок могут быть вызваны и изменениями в фундаментальных переменных. Для данного теста требуются длинные временные ряды. Он позволяет диагностировать лишь те пузыри, что уже прошли через этап коррекции.

В статьях Филлипса (Phillips et al., 2011a; Phillips et al., 2011b) и Хомма и Брейтунга (Homm, Breitung, 2012) предложен так называемый *sup ADF* тест. Его идея базируется на предположении, что взрывной рост котировок акций является показателем наличия пузыря. Тестируется нулевая гипотеза о присутствии единичного корня в тестовых статистиках против альтернативной гипотезы о наличии взрывного процесса. При *sup ADF* тесте обыкновенный *ADF*-тест повторяется много раз на постепенно расширяющейся на одно наблюдение подвыборке основной выборки. Подробный обзор возможных *t*-статистик для теста на наличие единичного корня при нулевой гипотезе отсутствия пузыря с описанием их предсказательной силы см. в (Homm, Breitung, 2012). Далее рассчитанные статистики сравниваются с критическими значениями асимптотического распределения Дики-Фуллера. Начальной датой пузыря будет являться дата с наименьшим значением количества наблюдений, для которой *t*-статистика больше критического значения.

Филлипс (Phillips, 2007) применил *sup ADF* тест на месячных данных NASDAQ Composite Index за период с февраля 1973 по июнь 2005 г. Рыночные котировки были дефлированы с помощью индекса потребительских цен. Применение обычного *ADF*-теста ко всей выборке не показало наличия пузыря, но применение *sup ADF* теста на 1%-ном уровне значимости подтвердило наличие пузыря на рынке NASDAQ в период с июня 1995 по июль 2001 г. Хомм и Брейтунг (Homm, Breitung, 2012) использовали *sup ADF* тест для нескольких азиатских индексов (Nikkei, Hang Seng, Shanghai), индексов S&P 500 и FTSE 100, цен на нефтепродукты, золото и для цен на недвижимость (в США, Испании, Великобритании, Японии). Все тестовые статистики показали присутствие пузырей на S&P 500 (в конце 1990-х), Nikkei 225 (по январь 1990 г.) и на рынках недвижимости США, Великобритании и Испании (в 2006–2007 гг.) в рассматривавшиеся периоды времени. Хомм и Брейтунг по большей части подтвердили выводы Филлипса. На результаты теста влияет спецификация в модели пузырей именно как периодически лопающихся, однако влияние способа спецификации пузыря на финальный результат теста характерно для всех эконометрических методов. При применении *sup ADF* теста нет необходимости в использовании очень длинных временных рядов. Метод основан на анализе динамики котировок ценных бумаг, поэтому не требуется статистика по дивидендам. Важным плюсом данного теста является и возможность диагностирования даты начала пузыря, что предоставляет далеко не каждый тест.

Для российского рынка акций телекоммуникационных компаний в период конца 1990-х – начала 2000-х гг. большая часть эконометрических методов диагностирования пузыря неприменима, поскольку в то время дивидендную историю имели лишь несколько публичных телекоммуникационных компаний и она была очень короткой – 4–5 лет, в то время как для успешного применения большей части тестов требуется ряд дивидендных выплат в несколько десятков лет. Для наших целей применимы лишь те методы, в которых анализируются

котировки акций и выявляется момент, когда их рост становится взрывным, а именно модели переключения режимов и sup ADF тесты. Sup ADF тест предпочтительнее как по результатам, которые он обеспечивает, так и по точности вычислений, поэтому тестирование проводилось данным методом.

В исследовании будут использованы две тестовые статистики, которые описаны в (Homm, Breitung, 2012). Это современное исследование, авторы которого приводят обзор различных методов тестирования спекулятивных пузырей и среди наиболее точно определяющих наличие пузыря тестовых статистик выделяют две – Chow-type Unit Root Test и Busetti & Taylor Statistic. Логика обоих тестов основана на выявлении момента, когда случайное блуждание цены актива переходит во взрывной процесс, то есть происходит своеобразная смена режима. Хомм и Брейтунг установили, что в общем случае при единичном переходе от случайного блуждания к взрывному процессу модифицированная статистика Chow-type Unit Root Test более точно идентифицирует наличие пузыря и дату его возникновения. Статистика Busetti & Taylor также показывает удовлетворительные результаты, но обнаруживает пузырь несколько позже, чем Chow-type Unit Root Test, либо вообще не идентифицирует пузырь. Поэтому наше исследование будет проводиться с помощью Chow-type Unit Root Test. Детальное описание метода есть в работе Хомм и Брейтунг (Homm, Breitung, 2012).

Сущность процесса «заражения кризисом» и методы его тестирования

Во второй половине XX в. начался процесс глобализации, который особенно ускорился из-за распространения информационных технологий в 1990-х гг. Существующие каналы взаимосвязи между странами стали еще более широкими, и теперь негативные тенденции в экономике одной страны, особенно если она крупная и открытая, способны серьезно повлиять на ее партнеров. Эффект распространения кризиса из финансово нестабильных стран в другие получил название «эффект заражения». Каналами распространения кризиса являются финансовые взаимосвязи (взаимные прямые и портфельные инвестиции, общие кредиторы, институциональные инвесторы), международные торговые отношения (двусторонняя торговля, общие рынки сбыта), а также настроения и взгляды инвесторов (стадное поведение, схожие ожидания относительно перспектив развития как экономики в целом, так и отдельных секторов).

В ранних работах «эффект заражения» определяется как наличие взаимосвязи между движением цен активов на финансовых рынках разных стран: возникновение теории «заражения» начиналось с наблюдения, что во времена финансовой нестабильности цены на активы на разных рынках и в разных странах имеют тенденцию двигаться более согласованно, нежели в отсутствие серьезных финансовых шоков. Обычно под удар кризиса попадали несколько экономик одного региона (например, стран Юго-Восточной Азии), и исследователи пытались объяснить возникновение кризиса фундаментальными параметрами или особенностями институционального устройства, присущего всем странам региона. Однако такой подход имел малую объясняющую силу, что привело к появлению второго представления: «заражение» (contagion) – это существенное (большее, чем может объясняться возросшей волатильностью на рынках) увеличение межстрановой зависимости после шока в одной стране или группе и даже структурное изменение в характере этой взаимосвязи между рынками. Если две страны демонстрируют высокую степень взаимозависимости как до кризиса, так и после его начала, то это не обязательно «заражение»: высокая корреляция между экономиками нескольких стран может отражать тесную связь между странами и быть взаимозависимостью (interdependence).

Для диагностирования процесса трансмиссии шоков в мировой экономике используется четыре основных метода: анализ корреляционных коэффициентов между рынками, ARCH- и GARCH-модели, техники поиска коинтеграции и прямой анализ механизма трансмиссии (модели вероятности начала кризиса на одном рынке при наступлении определенных событий

на другом, модели переноса кризиса). Почти все работы подтверждают, что «заражение», как бы оно ни было определено, возникает в процессе кризисов. Большая часть работ датируется концом 1990-х – началом 2000-х гг., так как на тот период пришлось много фондовых кризисов, поражавших целые регионы: крах на фондовом рынке США в 1987 г., мексиканский валютный кризис 1994 г., гонконгский кризис 1997 г., дефолт в России в 1998 г.

Первая методология – анализ динамики корреляционных коэффициентов между рынками – предполагает, что связь между ними усилилась и произошло «заражение», если наблюдается существенное увеличение корреляции после шока. В первой важной работе, использующей данный подход (King, Wadhvani, 1990), рассматривалось увеличение корреляции рыночных цен на фондовых рынках США, Великобритании и Японии. Авторами было обнаружено ее существенное увеличение после краха на фондовом рынке США в 1987 г. Ли и Ким (Lee, Kim, 1993) расширили этот анализ до 12 основных рынков и получили, что средняя корреляция между рынками до краха 1987 г. составляла 0,23, а после увеличилась до 0,39. Калво и Рейнхарт (Calvo, Reinhart, 1996) использовали этот подход при анализе заражения на рынках акций и облигаций после мексиканского кризиса 1994 г. и обнаружили, что во время кризиса корреляция между рынками многих развивающихся стран возросла.

Форбс и Ригобон (Forbes, Rigobon, 2002) показывают, что использование стандартного коэффициента корреляции для диагностики наличия эффекта заражения приводит к смещенным результатам из-за разницы в волатильности в «кризисный» и «спокойный» периоды. В кризисный коэффициент корреляции завышается, в спокойный – занижается. Для устранения этого недостатка авторы вводят скорректированный с учетом волатильности (условный) коэффициент корреляции. Тест на наличие эффекта заражения проводился для кризиса в США в 1987 г., мексиканского валютного кризиса 1994 г. и азиатского кризиса 1997 г. Использование «условного» коэффициента корреляции показывает практически полное отсутствие «эффекта заражения».

Авторы работы (Corsetti et al., 2005) указывают, что увеличение корреляции между индексами не является признаком «заражения», так как математически тот же результат получается при увеличении вариации индекса кризисной страны. Форбс и Ригобон (Forbes, Rigobon, 2002)

за основу берут простую однофакторную модель вида $r_i = \beta_0 + \beta_1 r_j + \varepsilon_i$, где r_j – доходность индекса в финансово нестабильной стране. Корреляция между индексами зависит не только от коэффициента бета, но и от вариации индекса нестабильной страны. При увеличении вариации она растет. Некоторые авторы (Corsetti et al., 2005) считают, что предположение о том, что специфический риск вошедшей в кризис страны не коррелирует с доходностью индекса в финансово нестабильной стране – потенциальном источнике «заражения» (т.е. корреляция между r_j и ε_i равна нулю) в модели Форбс и Ригобон (Forbes, Rigobon, 2002) – нереалистично. Обе неточности влекут за собой смещение статистики в сторону нулевой гипотезы об отсутствии «эффекта заражения». Авторы приводят скорректированный критерий наличия «эффекта заражения». Предполагается, что вариации глобального индекса и специфического риска нестабильной страны возрастают в кризисный период на фиксированную относительную величину, вариация специфического риска в тестируемой стране остается неизменной, а специфические риски не коррелированы. При тестировании «эффекта заражения» сравниваются корреляции в кризисный и спокойный периоды. Гипотеза о «заражении» принимается, если превышение кризисной корреляции над корреляцией спокойного периода невозможно объяснить лишь увеличением вариации глобального индекса и специфического риска. Для любых наблюдаемых значений корреляции в спокойный и кризисный периоды существует некоторое пороговое значение λ , при котором ожидаемая корреляция станет достаточно низкой для отвержения нулевой гипотезы и тест можно переформулировать в терминах пороговых значений λ . Авторы повторяют исследование Форбс и Ригобон (Forbes, Rigobon, 2002). В итоге количество зараженных стран возрастает с 1 из 15 до 5 из 15.

Данный метод оптимален для исследования процесса трансмиссии коррекции пузыря с американского рынка на российский, так как он наиболее строго соответствует логике, закла-

дываемой в термин «заражение», представляет разумный компромисс между сложностью и качеством результата и может быть применен на основе доступных данных. Важно, что авторы рассматривали трансмиссию кризиса на фондовом рынке и принимали во внимание лишь динамику фондовых индексов, не учитывая, например, валютный рынок. Так как цель данного исследования – проанализировать трансмиссию коррекции пузыря с американского рынка телекомов на российский, мы учитываем лишь взаимозависимость двух индексов. Кроме того, в период конца 1999 г. – начала 2000 г. на валютных рынках не было зафиксировано обесценения рубля, поэтому валютные рынки в трансмиссии коррекции пузыря задействованы не были.

Второй подход заключается в анализе движения рынков с использованием методик ARCH и GARCH для оценки переноса волатильности между странами. Хамао и пр. (Hamao, Masulis, Ng, 1990) использовали его для анализа рынков после краха 1987 г. на фондовом рынке в США и обнаружили значительные «переливы» волатильности из Нью-Йорка в Лондон и Токио, и из Лондона в Токио. Эдвардс (Edwards, 1998) исследовал связь между рынками облигаций после мексиканского кризиса и обнаружил, что существовали «переливы» волатильности из Мексики в Аргентину, но не в Чили. Эти работы показали, что рыночная волатильность переносится между странами, но гипотеза об изменении характера переноса после шока на рынке одной из стран, то есть «эффекта заражения», не тестируется. Применение методов ARCH или GARCH для анализа взаимосвязи между российским и американским рынками акций телекомов, скорее всего, продемонстрировала бы «переливы» волатильности, но не позволила бы подтвердить гипотезу о том, что начало коррекции пузыря на американском рынке привело к коррекции на российском. Кроме того, российский рынок в то время был не настолько ликвиден, как того требуют модели ARCH и GARCH.

Третий метод исследования межстрановой взаимосвязи в период кризиса тестирует изменения в коинтеграционном векторе между рынками за продолжительный период времени. Например, Лонгин и Солник (Longin, Solnik, 1995), рассмотрев семь стран ОЭСР за период с 1960 по 1990 г., получили, что средняя корреляция между рыночными доходностями этих стран и США выросла на 0,36 за 30-летний период. Данный подход не тестирует наличие «эффекта заражения». Корреляция между рынками в течение длительного периода времени могла вырасти, например, из-за расширения взаимной торговли и большей мобильности капитала. Для наших целей этот подход неприменим, так как не существует длинного временного ряда для анализа зависимости.

Последняя группа методов напрямую измеряет, как разные факторы влияют на уязвимость страны по отношению к финансовым кризисам, и пытается определить процесс его распространения. В одной из ранних статей Айхенгрин, Роз и Виплоз (Eichengreen, Rose, Wyplosz, 1996) используют бинарную пробит-модель для предсказания вероятности начала кризиса в ряде индустриальных стран с 1959 по 1993 г. и обнаруживают, что она коррелирована с возникновением шоков на фондовом рынке в другой стране.

Фратчестер (Fratzescher, 2002) исследует каналы распространения заражения между валютными рынками. Целью является построение адекватной модели предсказания направлений распространения валютных кризисов и степени их тяжести. Вводятся детерминанты, отвечающие за степень реальной и финансовой зависимости экономик двух стран. Под реальной зависимостью подразумевается наличие прямых торговых отношений между странами и их конкуренция на товарных рынках других стран, под финансовой – наличие взаимных инвестиций и долгов и общих кредиторов и институциональных инвесторов. Предположительно степень влияния зарубежного кризиса на некую страну будет тем выше, чем сильнее она ориентирована на торговлю с кризисной экономикой и ее контрагентами и чем больше общих инвесторов потеряли свои деньги вследствие этого кризиса. Автор строит регрессию индекса давления на валютный курс страны, выраженного как взвешенное изменение резервов, процентных ставок и обменного курса, относительно фундаментальных параметров, степени финансовой и реальной взаимосвязей и переменной, отвечающей за поведение инвесторов, с использованием Марковских моделей переключения. Модель позволила показать

направление распространения кризиса и давления на валюту в сторону обесценения для 20 из 22 стран, пострадавших от кризиса 1997 г. Определяющим фактором при распространении валютного кризиса оказалась степень финансовой интеграции, а не фундаментальные показатели экономик.

В работе Хашимото (Hashimoto, 2004) исследуется «эффект заражения» сразу на двух рынках – фондовом и валютном, в качестве примера взят азиатский валютный кризис 1997 г. Автор предполагает, что заражение возможно не только между фондовыми (или валютными) рынками двух стран, но и между валютным и фондовым рынками как разных, так и одной страны. Вначале строилась фрикционная модель для Тобит-регрессии, которая позволила определить пороговые значения для изменений доходностей фондовых индексов и валютных курсов и выявить изменения, которые являются следствием начала кризиса, а не белым шумом. Исходя из пороговых значений, для всего временного ряда изменений доходностей и валютных курсов по всем странам были введены несколько фиктивных переменных (1, если изменение показателя превышало пороговое значение). Далее оценивались Тобит-регрессии вида $y = x * b + e$, где в качестве x и y выступали различные комбинации фиктивных переменных для всех возможных стран. Модель позволила рассмотреть все возможные каналы распространения кризиса между разными странами и рынками. Хашимото получил достаточно детальную картину распространения азиатского кризиса 1997 г. Была продемонстрирована более сложная природа «эффекта заражения» – в том числе и возможность распространения кризиса с валютных рынков на фондовые и наоборот.

Методы четвертого типа применимы для анализа фондового рынка в целом при учете прочих рынков, соответственно их нельзя использовать для целей настоящего исследования, где рассматривается один рынок. Кроме этого, данные модели в явном виде не тестируют гипотезу о наличии «заражения». В явном виде ее тестируют лишь тесты на основе анализа корреляционных коэффициентов между рынками. Они предоставляют лучшую теоретическую основу для проверки гипотезы о трансмиссии коррекции пузыря на американском рынке телекомов на российский рынок и будут использованы в нашем исследовании. См. подробнее методологию диагностирования «заражения» кризисом в (Corsetti et al., 2005).

Диагностирование наличия пузыря на российском рынке акций телекоммуникационных компаний

Сформулируем гипотезы исследования:

Гипотеза 1. Нулевая версия: на рынке акций российских телекоммуникационных компаний в период до марта 2000 г. финансовый пузырь не присутствовал. Альтернативная гипотеза – пузырь имел место.

Гипотеза 2. Нулевая версия: причиной роста цен на акции российских телекоммуникационных компаний является стремительное восстановление российского фондового рынка после кризиса 1998 г. Альтернативная – причиной является трансмиссией пузыря с NASDAQ.

Гипотеза 3. Нулевая версия: причиной падения цен на акции российских телекоммуникационных компаний в марте 2000 г. являлись события на фондовом рынке России. Альтернативная – причиной является трансмиссия коррекции на NASDAQ.

Основным методом исследования является эконометрическое тестирование, призванное выявить наличие пузыря и дату начала его формирования. Для проверки результатов на соответствие здравому смыслу были проанализированы косвенные индикаторы пузыря (среднегодовые темпы роста котировок до пика, «глубина» падения котировок акций с верхнего пика, скорость восстановления котировок за последующие годы). Расчеты проводились для отдельных акций телекоммуникационных компаний и агрегированного индекса телекомов.

На начало 2000 г. из компаний, предоставлявших услуги фиксированной местной и дальней телефонной связи, мобильной связи и доступа в Интернет, торговались на биржах ММББ и

РТС следующие: «Ростелеком», МГТС, «Башинформсвязь» и семь межрегиональных компаний (МРК) связи («Северо-Западный Телеком», «ЦентрТелеком», «Уралсвязьинформ», «ВолгаТелеком», ЮТК, «Сибирьтелеком» и «Дальсвязь»)¹.

Источником данных по котировкам и объемам торгов перечисленных компаний за период с 31 марта 1997 г. по декабрь 2002 г. является база Bloomberg. Объемы торгов акциями российских телекомов были в то время низкими: лишь у двух компаний средний дневной объем превышает 2 млн руб.² (см. табл. 1). Таким образом, ликвидность телекоммуникационных компаний была очень низкой и вхождение или выход с рынка инвестора с 10 млн долларов могло серьезно повлиять на котировки.

Таблица 1

Объемы торгов акциями российских телекоммуникационных компаний в период с апреля 1997 по декабрь 2001 г.

Компания	Средний дневной объем торгов		
	штук акций	млн руб.	тыс. долл.
Ростелеком	554 478	16,79	667,72
МГТС	248 752	2,39	363,79
ЮТК	602 550	0,42	35,65
Северо-Западный телеком	133 549	0,37	32,82
Уралсвязьинформ	2 726 945	0,32	31,92
Центртелеком	301 311	0,20	8,33
Волгателеком	35 938	0,17	13,98
Сибирьтелеком	1 377 158	0,13	10,44
Башинформсвязь	338 819	0,07	4,98
Дальсвязь	28 607	0,02	1,12

Источник: Bloomberg, расчеты авторов.

В рассматриваемый период была проведена девальвация рубля (он подешевел с 5,73 руб. за доллар 1 апреля 1997 г. до 30,5 руб. 29 декабря 2001 г.). В этот же период времени в России наблюдалась галопирующая инфляция³. Чтобы избежать связанных с девальвацией и высокой инфляцией искажений, расчеты производились в долларах или в реальных рублях⁴.

Цена почти всех анализируемых акций стремительно снижалась в период 1997–1998 гг. (например, заметное падение пришлось на август 1998 г. из-за объявленного правительством дефолта и оттока иностранного капитала), после чего с сентября 1998 г. возобновился рост котировок. Для применения тестов Chow-type Unit Root Test и Buseti & Taylor идеальным считается длинный и относительно гладкий непрерывный временной ряд, в котором период умеренного роста переходит в период стремительного, причем первый должен содержать больше половины выборки, а лучше 60–80%. Временной ряд должен оканчиваться датой, когда котировки выбранных акций достигли своего максимума на рассматриваемом интервале, т.е. в нашем случае в марте–апреле 2000 г. Среднее число торговых дней в году – 260, нами были выбраны ряды в 260 и 390 дней (один и полтора календарных года): ряд в 130 дней (полгода) слишком короткий, а в 520 дней (два года) попадает часть периода снижения котировок в 1998 году. За начальную дату было выбрано 31 марта 1997 г. – с этой даты до

1. Канд. эконом. наук, доцент кафедры экономики и финансов в фирмы экономического факультета НИУ ВШЭ.

2. Магистр программы «Стратегическое управление финансами фирмы» кафедры экономики и финансов фирмы экономического факультета НИУ ВШЭ.

3. Например, по официальным данным, в сентябре 1998 г. она составила 38,4%.

4. Источник данных по инфляции – статистика Росстата: http://www.gks.ru/free_doc/new_site/prices/potr/tab-potr1.htm. Росстат предоставляет только месячные данные, дневная инфляция принималась равной внутри месяца.

ступны котировки по нескольким региональным телекомам. Готовый индекс акций российских телекоммуникационных компаний для указанного периода отсутствует, поэтому он был построен самостоятельно. В качестве индекса было взято среднее арифметическое цен акций российских телекомов¹.

Сначала на фактических данных, не очищенных от инфляции, было выявлено, когда котировки акций российских телекомов достигали своего пика (см. сопоставление максимумов индексов российских телекомов и NASDAQ Telecommunication Index на рис. 1). Сравнение дат пика на российском рынке с максимумом индексов NASDAQ Composite и NASDAQ Telecommunications Index (10 марта 2000 г.), показывает, что российский рынок отстал от американского на 19 дней: он продолжал рост еще 19 торговых дней после начала коррекции в США.

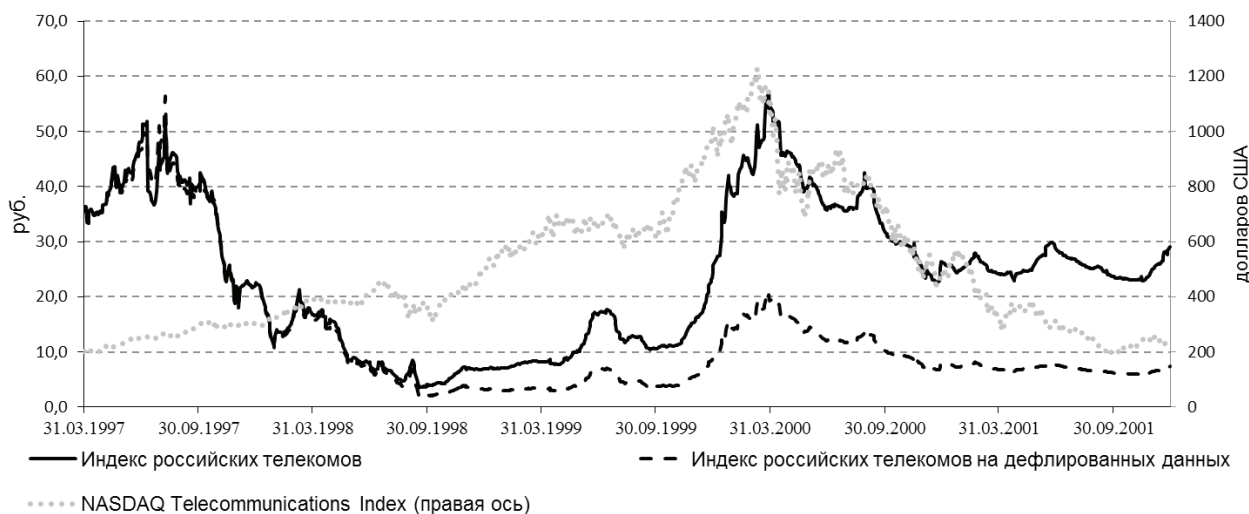


Рисунок 1. Динамика российского и американского индексов телекоммуникационных компаний в 1997–2001 гг.

Источник: Bloomberg, расчеты авторов.

Далее были определены минимальные значения котировок в более ранние даты (см. табл. 2) и рассчитаны темпы их роста. Среднегодовые темпы роста очень высокие, но высокой в рассматриваемый период была и инфляция, и минимумы приходятся в основном на осень 1998 г., когда фондовый рынок России сильно пострадал от дефолта по ГКО-ОФЗ и девальвации. Рынок начал восстановление с «низкой базы». Сделать однозначный вывод о наличии пузыря лишь по высокому среднегодовому темпу роста стоимости акций невозможно.

Таблица 2

Даты верхних и нижних пиков котировок, роста в процентах и CAGR между данными датами для российских телекоммуникационных компаний

Компания	Дата минимума котировок (до пика)	Цена на минимуме, руб.	Дата пика цены	Цена на пике, руб.	Рост цены с минимума до пика, в %	CAGR
Ростелеком	24.08.1998	4,00	24.03.2000	122,20	2955,00%	768,21%
Башинформсвязь	30.01.1998	0,66	05.04.2000	3,22	391,65%	107,70%
Волгателеком	27.10.1998	4,67	27.03.2000	65,06	1292,16%	542,95%
МГТС	16.09.1998	9,95	29.03.2000	312,29	3038,47%	847,17%
Сибирьтелеком	22.05.1998	0,06	27.03.2000	1,06	1615,92%	365,75%
Уралсвязьинформ	27.07.1998	0,09	31.03.2000	0,86	886,46%	291,24%
ЦентрТелеком	22.12.1997	0,45	27.03.2000	9,33	1977,61%	282,49%

1. Из-за недостатка данных по капитализации построение взвешенного индекса невозможно.

Компания	Дата минимума котировок (до пика)	Цена на минимуме, руб.	Дата пика цены	Цена на пике, руб.	Рост цены с минимума до пика, в %	CAGR
Дальсвязь	03.06.1998	6,17	23.03.2000	38,28	520,81%	175,17%
ЮТК	23.09.1998	0,23	12.04.2000	4,91	2011,75%	613,68%
Северо-Западный Телеком	31.08.1998	1,01	05.06.2000	29,31	2816,54%	577,64%
РТС (конвертированный в рубли)	21.08.1998	572,75	24.03.2000	6915,18	1107,37%	378,92%

Источник: Bloomberg, расчеты авторов.

На рис. 2 представлена динамика индекса российских телекоммуникационных компаний, РТС и NASDAQ Telecommunications, начиная с одной даты. За дату отсчета было принято 17 сентября 1998 г., когда индекс российских телекоммуникационных компаний достиг дна. Начиная с этого момента и по 13 января 2000 г. динамика индекса российских телекомов достаточно точно повторяла динамику индекса РТС: их корреляция составляла 0,96. Расхождение началось 14 января 2000 г., до 29 марта 2000 г. индекс телекомов вырос примерно в 2 раза, обогнав фондовый рынок в целом приблизительно в 1,6 раза, коэффициент корреляции двух индексов в этот период уменьшился до 0,69.

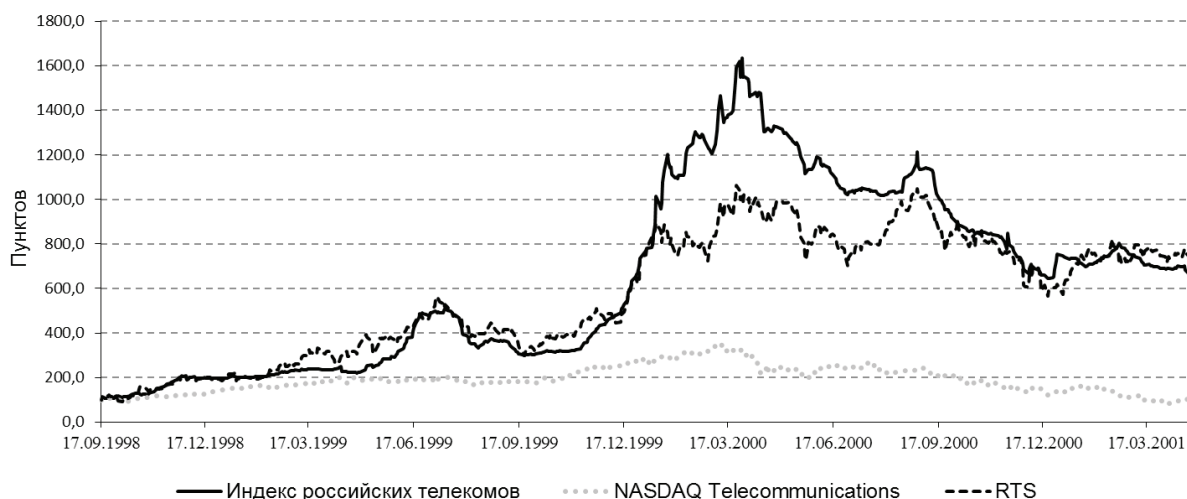


Рисунок 2. Относительная динамика роста индексов российских телекоммуникационных компаний, РТС (в пересчете на рубли) и NASDAQ Telecommunications в 1998–2001 гг.

Источник: Bloomberg, расчеты авторов.

Тесты Chow-type Unit Root и Busetti & Taylor, проведенные на всех котировках акций российских телекомов¹ по отдельности и на построенном нами индексе, однозначно показали наличие пузырей на рынках акций всех телекоммуникационных компаний, кроме «Северо-Западного Телекома»².

В таблице 3 приведены даты начала пузырей, выявленные тестом Chow по 390 наблюдениям до максимума, и среднегодовой темп роста с этой даты до пика. Начиная с января – февраля 2000 г. стоимость акций начала расти такими темпами, что при их сохранении в течение года инвесторы получили бы доходность в несколько тысяч процентов. Объяснением может быть возникновение спекулятивных ожиданий и образование финансового пузыря. Установленная дата начала пузыря для индекса телекомов – 30 декабря 1999 г. – лишь на 7 торговых дней отстоит от даты, когда индекс телекомов превысил индекс РТС, рассчитанный с единой базы (см. рис. 2). Важно отметить, что она на несколько лет отстоит от даты начала пузыря на NASDAQ согласно западным исследованиям.

1. Кроме «Дальсвязи», торги акциями которой были слишком нерегулярными.
2. Его котировки росли стремительно. Однако эта компания – единственная, у которой пик пришелся не на конец марта – начало апреля 2000 г., а на начало июня 2000 г.

Дата начала пузыря в соответствии с тестом Chow и среднегодовой темп роста котировок с даты начала формирования пузыря до начала падения котировок

Компания	Дата. начала пузыря	Цена акции в момент начала пузыря	Дата пика цены	Цена на пике, руб.	Рост цены, в %	CAGR
Ростелеком	28.01.2000	64,50	24.03.2000	122,20	89,46%	6412,32%
Башинформсвязь	01.02.2000	1,90	05.04.2000	3,22	69,31%	1931,41%
Волгателеком	01.03.2000	37,19	27.03.2000	65,06	74,92%	262007,22%
МГТС	22.12.1999	104,91	29.03.2000	312,29	197,69%	5779,66%
Сибирьтелеком	04.02.2000	0,50	27.03.2000	1,06	113,35%	20616,30%
Уралсвязьинформ	17.01.2000	0,57	31.03.2000	0,86	49,97%	642,27%
ЦентрТелеком	31.01.2000	5,72	27.03.2000	9,33	63,06%	2343,01%
Дальсвязь	-	-	23.03.2000	38,28	-	-
ЮТК	02.02.2000	3,16	12.04.2000	4,91	55,30%	898,90%
Северо-Западный телеком	-	-	05.06.2000	29,31	-	-
Индекс телекомов	30.12.1999	24,54	29.03.2000	57,19	133,07%	3022,02%

Источник: Bloomberg, расчеты авторов.

Котировки российских телекоммуникационных компаний сильно упали в последующие шесть месяцев (за 120 дней торгов) после начала падения. Среднее падение составило 44% от пикового значения, индекс телекомов просел на 40%. Лидерами падения являются «Ростелеком» с минус 59% и «Уралсвязьинформ» с минус 53%. Для сравнения: в течение 120 дней после начала падения индекс NASDAQ Telecommunication снизился на 31%. Через 120 дней «Ростелеком», «Уралсвязьинформ», «Центртелеком» и «ЮТК» торговались ниже, чем на момент начала пузыря. Котировки оставшихся компаний и индекс телекомов через 120 дней находились еще выше уровня в момент начала пузыря.

Таблица 4

Динамика котировок акций российских телекоммуникационных компаний в течение 120 дней с начала коррекции пузыря

Компания	Дата верхнего пика котировок	Цена руб.		Падение в % от максимума за 120 рабочих дней
		На максимуме	Через 120 рабочих дней	
Ростелеком	24.03.2000	122,20	50,67	59%
Башинформсвязь	05.04.2000	3,22	1,98	39%
Волгателеком	27.03.2000	65,06	40,01	39%
МГТС	29.03.2000	312,29	203,62	35%
Сибирьтелеком	27.03.2000	1,06	0,55	48%
Уралсвязьинформ	31.03.2000	0,86	0,40	53%
ЦентрТелеком	27.03.2000	9,33	5,55	41%
Дальсвязь	23.03.2000	38,28	-	-
ЮТК	12.04.2000	4,91	2,81	43%
Северо-Западный Телеком	05.06.2000	29,31	-	-
Индекс телекомов	29.03.2000	57,193	34,40	40%

Источник: Bloomberg, расчеты автора.

В табл. 5 приведены котировки тех компаний, по которым было обнаружено наличие пузыря, на длинном интервале. За два года отыграть падение удалось лишь «ЦентрТелекому», большей части компаний и индексу на восстановление понадобилось в среднем 3,5 года, а котировки «Ростелекома» и ЮТК, стремительно падавшие в период коррекции пузыря, вернулись к уровню 2000 г. за 6,3 и 7 лет соответственно. Данная динамика является аргументом в пользу наличия пузыря.

Цена акций российских телекоммуникационных компаний на пике, через год, два и пять лет после достижения пика и срок восстановления цен

Компания	Дата пика котировок	Цена, руб.				Срок восстановления цены, лет
		На пике	Через год	Через два года	Через пять лет	
Ростелеком	24.03.2000	122,20	25,86	38,52	58,79	6,27
Башинформсвязь	05.04.2000	3,22	1,10	2,34	3,95	3,80
Волгателеком	27.03.2000	65,06	26,77	42,13	102,50	3,38
МГТС	29.03.2000	312,29	157,72	216,91	412,14	3,42
Сибирьтелеком	27.03.2000	1,06	0,43	0,95	1,68	3,78
Уралсвязьинформ	31.03.2000	0,86	0,21	0,42	1,04	3,53
ЦентрТелеком	27.03.2000	9,33	4,56	9,80	10,46	1,81
Дальсвязь	23.03.2000	38,28	-	-	-	-
ЮТК	12.04.2000	4,91	1,98	2,96	2,87	6,98
Северо-Западный Телеком	05.06.2000	29,31	-	-	-	-
Индекс телекомов	29.03.2000	57,19	24,19	35,17	64,71	3,72

Источник: Bloomberg, расчеты авторов.

Мы проанализировали новостной фонд по всем компаниям в период формирования и коррекции пузыря, чтобы убедиться, что в отрасли не происходило фундаментальных изменений, которые могли бы оправдать взлет и падение котировок. Новости это подтверждают¹. В конце 1999 г. – первом квартале 2000 г. на инвесторов в акции телекоммуникационных компаний в 1999 г. – первом квартале 2000 г. на инвесторов в акции телекоммуникационных компаний в России влияли политические новости и новости о распространения Интернета в России².

Очень оптимистично оценивались перспективы развития Интернета в России. 3 марта 2000 г. из удручающей статистики по доступу в Интернет (согласно Bloomberg, на конец 1999 г. его имели лишь 7,8 млн взрослых россиян) делался вывод о колоссальном потенциале рынка. Глава Торговой палаты США Скотт Блаклин говорил о России: «Я не могу представить себе страну, которая лучше подходит для использования выгод электронной торговли и Интернета». С конца 1999 по март 2000 г. инвесторы видели в крупнейших российских телекомах не компании, предоставляющие в первую очередь услуги телефонной связи, а интернет-провайдеров с фантастическими перспективами роста. Андрей Брагинский из MFK Renaissance (Bloomberg, 06.03.2000) полагал, что выручка «Ростелекома» от предоставления услуг доступа в Интернет утроилась за 1999 г., а в будущем будет еще больше. Дэвид Мапли, управляющий директор 250-миллионного фонда Shimoda Capital Advisors Ltd, имевшего в портфеле акции «Ростелекома», заявил: «Мы видим, как интернет-бум переливается из США в Европу и теперь распространяется и на Восточную Европу и Россию... «Ростелеком» – это спящий гигант» (Bloomberg, 06.03.2000). Эрик Краус, главный стратег Nikoil Investment Co,

1. Так, самыми существенными являются следующие. «Центртелеком» опубликовал результаты за 1999 г. (бизнес-план был перевыполнен на 5–10 процентных пункта в зависимости от статьи) и объявил размер дивидендов, который совпал с ожиданиями. «Ростелеком» сообщил, что в 1999 г. завершил ввод в эксплуатацию волоконно-оптической линии связи Москва – Хабаровск, с чем были связаны ожидания относительно роста трафика, прежде всего международного. Финансовые результаты за 1999 г. на конец марта 2000 г. еще опубликованы не были, но было объявлено, что компания выплатит дивиденды по обыкновенным и привилегированным акциям за 1999 г., что было хорошей новостью, так как по результатам 1998 г. дивиденды не выплачивались. «Северо-Западный Телеком» показал рост выручки от реализации продукции в 1999 г. на 36% и объявил, что в 2000 г. в его состав войдут ОАО «СПб ММТ» и ОАО «СПб Телеграф». «МГТС» объявила, что по итогам 1999 г. не будет дивидендных выплат по обыкновенным акциям.

2. Новость об отставке Бориса Ельцина с поста Президента России привела к росту фондового индекса РТС на 17% за день, стоимость американских депозитарных расписок «Ростелекома» увеличилась на 36%, американские депозитарные расписки Vimpel Communications подорожали на 24,7%.

пошутил: «Возможно, нам следует просто переименовать “Ростелеком” в “Ростеле.com”, и тогда мы увеличим стоимость компании стократно» (Bloomberg, 06.03.2000). При этом в 1999 г. выручка «Ростелекома» от предоставления доступа в Интернет составляла лишь 6,8 млн долл., или менее 1% общей выручки, а прогнозируемый убыток за год на начало марта 2000 г. (результаты были опубликованы в июне) оценивался в 261 млн долл. при ожидаемой выручке в 720 млн. Bloomberg рассказал историю американской компании Andersen Group Inc., вложившейся в российские телекомы. В начале февраля 2000 г. она заявила, что планирует инвестировать 350 млн долл. в совместное предприятие с ОАО «Московская телекоммуникационная корпорация», которое будет предоставлять услуги кабельного телевидения и широкополосного Интернета в Москве (КОМКОР-ТВ). За один день после объявления акции Andersen Group выросли на 364% (Bloomberg, 03.03. 2000 г. и 06.03. 2000 г.).

Инвесторы поверили в придуманную ими картину мира относительно перспектив развития экономики страны после смены Президента и в будущее интернет-отрасли в России. По большей части новости воспринимались чрезмерно оптимистично. Данное явление характерно для пузыря. Начало коррекции пузыря на американском рынке вернуло более реалистичное видение, и новостной фон постепенно стал меняться. Так, Блумберг высказал мнение, что акции «Ростелекома» падают, потому что, по мнению инвесторов, их стоимость не соответствует прогнозируемым доходам от услуг связи и доступа в Интернет (Bloomberg, 19.05. 2000).

«Эффект заражения»

Поскольку до начала коррекции пузыря на американском рынке котировки российских и американских телекоммуникационных компаний демонстрировали схожую динамику, начало кризиса на американском рынке могло подействовать на инвесторов в российские телекоммуникационные компании, вызвав обрушение их котировок. Непонятно, считать ли данное влияние взаимозависимостью рынков или проявлением «эффекта заражения».

Так как нами исследуется наличие «эффекта заражения» после начала коррекции пузыря на рынке NASDAQ, предполагаемая страна-источник заражения – США, индекс страны – источника «заражение», – NASDAQ Telecommunications, дата начала кризиса – 13 марта 2000 г., начало падение NASDAQ. Рассматриваемый временной промежуток – с 29 сентября 1999 г. по 31 мая 2000 г.: размер интервала по числу дней до начала кризиса и после его возникновения соответствует таковому в работах Корсетти (Corsetti et al 2005) и Форбс и Ригобон (Forbes, Rigobon 2002). За индекс мирового рынка взят индекс MSCI World/Telecommunication Services Index, в котором учитываются компании, функционирующие преимущественно на развитых рынках (США, Великобритания, Япония, Франция, Германия, Испания и т.д.).

После начала кризиса на NASDAQ его волатильность возросла: стандартное отклонение ежедневных доходностей в кризисный период составило 0,043 вместо 0,023 в докризисный. Увеличение волатильности привело к возрастанию коэффициента корреляции между американским и российским рынками: с 0,017 до 0,068 (рост почти в 4 раза). Однако даже возросшее значение корреляции оставалось слишком маленьким, российский и американский рынки телекоммуникационных компаний практически не были связаны как до начала коррекции пузыря на американском рынке, так и после: например, согласно (Corsetti et al., 2005) корреляция между гонконгским и прочими фондовыми рынками составляла в среднем 0,15–0,30 в период до гонконгского кризиса 1997 г.¹, а после начала кризиса – 0,35–0,6.

В работе Корсетти (Corsetti et al. 2005) приводятся формулы для порогового значения тестовой статистики $\bar{\lambda}$. Далее рассчитанные значения $\bar{\lambda}$ сравниваются с показателем $\lambda_{кр}$. Согласно нашим расчетам, для выявления связи между российским и американским рынками пороговое значение $\bar{\lambda}$ равняется бесконечности, при этом для американского рынка значение $\lambda_{кр}$ равно 4,7. Если бы полученное $\bar{\lambda}$ оказалось ниже этого значения, то тест определил бы

1. В октябре 1997 г. фондовый рынок Гонконга сначала резко упал, а затем частично восстановился. Это событие существенно повлияло на фондовые рынки в Северной и Южной Америке, Европе и в Африке.

«заражение», но на всех уровнях значимости американский и российский рынки акций телекоммуникационных компаний продемонстрировали взаимозависимость. Нулевую версию гипотезы 3 о падении цен на акции российских телекоммуникационных компаний из-за внутренних событий российского фондового рынка отвергнуть нельзя. Косвенным признаком, не позволяющим сделать вывод о «заражении» российского рынка и трансмиссии коррекции пузыря, являются даты пиков российского и американского индексов. В переломный для американского индекса момент (13 марта) российский индекс телекомов на фоне новостей из США потерял около 8,6%, однако уже на следующий торговый день начал восстанавливаться и достиг своего пика 29 марта: такая ситуация нехарактерна для трансмиссии кризиса. При развитии гонконгского кризиса в октябре 1997 г., мексиканского кризиса 1994 г., кризиса в России в августе 1998 г. рынки начинали падение в один и тот же день.

Основные результаты тестирования «заражения» для российского рынка телекоммуникационных компаний в марте 2000 г. приведены в таблице 6

Таблица 6

Результаты тестирования «эффекта заражения»

(С – заражение; I – взаимозависимость; $\rho(T)$ – коэффициент корреляции в спокойное время; $\rho(C)$ – коэффициент корреляции в кризисный периода; λ_n – рассчитанное двумя способами по фактическим данным пороговое значение λ (на основе формул Корсетти (Corsetti et al., 2005) для первого способа и решением неявного уравнения); С/И – заражение или взаимозависимость при сравнении λ_n , рассчитанного двумя способами, с $\lambda_{кр}$)

Рынок	$\rho(T)$	$\rho(C)$	$\lambda_n (\lambda_1 = \lambda_c)$	$\lambda_n (\lambda_1 \neq \lambda_c)$	С/И ($\lambda_1 = \lambda_c$)	С/И ($\lambda_1 \neq \lambda_c$)
Построенный индекс российских телекомов	0,017	0,068	$+\infty$	$+\infty$	I	I

Источник: расчеты авторов.

Заключение

С помощью двух тестов на структурное изменение, которые рассматривались в работе (Horn, Breitung 2012), на рынке акций российских телекоммуникационных компаний в конце 1990-х начале 2000-х гг. был выявлен пузырь почти для всех российских котируемых телекоммуникационных компаний и для индекса российских телекомов. Подтвердила его наличие и проверка дополнительных косвенных признаков пузыря: стремительный рост стоимости накануне пика; избыточная накопленная доходность в период до достижения пика; неадекватное, чрезвычайно оптимистичное восприятие поступающих новостей; большая глубина падения во время коррекции и длительное восстановление до пикового уровня. Альтернативная версия гипотезы 1 о наличии пузыря на российском рынке телекоммуникационных компаний в январе – марте 2000 г. не отвергается. В период с 1998 по 2000 г. котировки российских телекоммуникационных компаний росли, повторяя динамику российского фондового рынка. Коэффициент корреляции индексов телекоммуникационных компаний и РТС составлял около 0,95. Лишь в первом квартале 2000 г. индекс телекомов вырос в 2 раза, оторвавшись от индекса РТС и обогнав его в 1,6 раза. Нулевая версия гипотезы 2 не отвергается – вплоть до начала 2000 г. рост цен на акции телекоммуникационных компаний совпадал с ростом российского фондового рынка. Период, в течение которого развился и корректировался пузырь, был коротким: если говорить об индексе, то от даты формирования до начала коррекции пузыря прошло не более трех месяцев, а по некоторым компаниям начало пузыря зафиксировано буквально за месяц до начала коррекции. Скорее всего, пузырь объясняется временным возникновением спекулятивного интереса к акциям российских телекомов. Это подтверждается новостным фоном: в тот момент российские телекомы (особенно «Ростелеком») в сознании инвесторов превратились в доткомы. «Эффект заражения» российского рынка выявлен не был. Зависимость между рынками очень слаба: коэффициент корреляции составил менее 0,1

как до начала коррекции пузыря на американском рынке, так и после. Расхождения в датах, на которые приходятся пики на российском и американском рынках телекоммуникационных компаний, также указывают на слабую взаимозависимость этих рынков, то есть выполняется нулевая версия гипотезы 3: трансмиссия коррекции пузыря не подтверждается. Пузырь на российском рынке телекомов и его коррекция в конце марта 2000 г. обусловлены событиями на фондовом рынке России, но под влиянием новостей и настроений с рынка США.

Список литературы

1. Чиркова Е.В. Предпосылки возникновения финансового пузыря// Вестник Финансового Университета 2012. № 1. С. 79–87. URL: http://www.elenachirkova.com/files/products_57_contents.pdf (дата обращения: 03.05.2014).
2. Чиркова Е.В. Анатомия финансового пузыря. М.: Кейс, 2010. URL: <http://www.e-reading.ws/book.php?book=1007597> (дата обращения: 04.05.2014).
3. Ackert, L., and Hunter, W. (1999), Intrinsic bubbles: the case of stock prices: comment, *American Economic Review*, p. 1372–1376.
4. Barsky, R., De Long, B. (1993), Why Does the Stock Market Fluctuate?, *The Quarterly Journal of Economics*, 2(108) (1993) 291–311.
5. Blanchard, O., Watson, M. (1982), Bubbles, Rational Expectations, and Financial Markets. In P.Wachtel (ed.), *Crisis in the Economic and Financial Structure*. Lexington: Lexington Books, p. 295–315.
6. Bohl, T., Kaufmann, P., Stephan, P. (2013), From Hero to Zero: Evidence of Performance Reversal and Speculative Bubbles in German Renewable Energy Stocks, SSRN Working paper.
7. Buseti, F., Taylor, A. (2004), Tests of Stationarity Against a Change in Persistence, *Journal of Econometrics*, 123 (2004) 33–66.
8. Calvo, S., Reinhart, C. (1996), Capital flows to Latin America: Is there evidence of contagion effects? in Guillermo A. Calvo, Morris Goldstein, and Eduard Hochreiter, eds.: *Private Capital Flows to Emerging Markets After the Mexican Crisis* (Institute for International Economics, Washington, DC).
9. Corsetti, G., Pericoli, M., Sbracia, M. (2005), Some Contagion, Some Interdependence? More Pitfalls in Tests of Financial Contagion, *Journal of International Money and Finance*, 24(8) (2005) 1177–1199.
10. Dezbakhsh, H., Demircuc-Kunt, A. (1990), On the presence of speculative bubbles in stock prices, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25(1) (1990) 101–112.
11. Diba, B., Grossman, H. (1988), Explosive Rational Bubbles in Stock Prices?, *American Economic Review*, 78(3) (1998) 520–530.
12. Edwards, S. (1998), Interest rate volatility, capital controls, and contagion, Working Paper 6756, NBER.
13. Eichengreen, B., Rose, K., Wyplosz, C. (1996), Contagious currency crises, *Scandinavian Journal of Economics*, 98 (1996) 463–484.
14. Evans, G.W. (1991), Pitfalls in Testing for Explosive Bubbles in Asset Prices, *American Economic Review*, 81(4) (1991) 922–930.
15. Flood, R. Hodrick, R. (1986), Asset price volatility, bubbles and process switching, *Journal of Finance*, 41 (19896) 831–842.
16. Flood, R. Hodrick, R. (1990), On testing for speculative bubbles, *The Journal of Economic Perspectives*, 4(2) (1990) 85–101.
17. Flood, R., Hodrick, R., and Kaplan, P. (1994), An evaluation of recent evidence on stock price bubbles. In R. Flood and P. Garber (eds.), *Speculative Bubbles, Speculative Attacks, and Policy Switching* (105–133). Cambridge, MA: MIT Press.

18. Forbes, K., Rigobon, R. (2002), No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Co-Movements, *The Journal of Finance*, 5(57) (2002) 2223–2261.
19. Froot, R., Obsfeld, M. (1991), Intrinsic Bubbles: The Case of Stock Prices, *The American Economic Review*, 5(81) (1991)..
20. Fratzscher, M. (2002), On Currency Crisis And Contagion, Working Paper No. 139, European Central Bank.
21. Gürkaynak, R. (2008), Econometric tests of asset price bubbles: taking stock, *Journal of Economic Surveys*, 1(22) (2008) 166–186.
22. Hall, S., Sola, M. (1993), Testing for collapsing bubbles: an endogenous switching ADF test, Discussion Paper 15–93, London Business School.
23. Hall, S., Psaradakis, Z., and Sola, M. (1999), Detecting periodically collapsing bubbles: a Markov-switching unit root test, *Journal of Applied Econometrics*, 14 (1999) 143–154.
24. Hamao, Y., Masulis, R., Ng, V. (1990), Correlations in price changes and volatility across international stock markets, *The Review of Financial Studies*, 3 (1990) 281–307.
25. Hashimoto, Y. (2004), High-Frequency Contagion Between The Exchange Rates And Stock Prices, Working Paper 10448, National Bureau of Economic Research.
26. Homm, U. (2012), Econometric Analysis of Financial Risk and Correlation, Rheinischen Friedrich-Wilhelms-Universität, p. 4–42.
27. Homm, U., Breitung, J. (2012), Testing for Speculative Bubbles in Stock markets: Comparison of Alternative Methods, *Journal of Financial Econometrics*, 1(10) (2012) 198–231.
28. King, M., Wadhvani, S. (1990), Transmission of volatility between stock markets, *Review of Financial Studies*, 3 (1990) 5–33.
29. Lee, S., Kim, K. (1993), Does the October 1987 crash strengthen the co-movements among national stock markets? *Review of Financial Economics*, 3 (1993) 89–102.
30. LeRoy, S., Porter, R. (1981), The present-value relation: tests based on implied variance bounds, *Econometrica*, 49 (1981) 555–574.
31. Longin, F., Solnik, B. (1995), Is the correlation in international equity returns constant: 1960–1990?, *Journal of International Money and Finance*, 14 (1995) 3–26.
32. Ma, Y., and Kanas, A. (2004), Intrinsic bubbles revisited: evidence from nonlinear cointegration and forecasting, *Journal of Forecasting*, 23 (2004) 237–250.
33. Phillips, P., Wu, Y., Yu, J. (2011a), Explosive Behavior in the 1990s Nasdaq: When Did Exuberance Escalate Asset Values?, *International Economic Review*, 52(1) (2011a) 201–226.
34. Phillips, P., Yu, J. (2011b), Dating the Timeline of Financial Bubbles during the Subprime Crisis, *Quantitative Economics*, 2(3) (2011b) 455–491.
35. Pastor, L., Veronese, P. (2006), Was there a NASDAQ bubble in the late 1990s?, *Journal of Financial Economics*, 1(81) (2006) 61–100.
36. Shiller, R. (1981), Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends?, *American Economic Review*, 71 (1981) 421–436.
37. Van Norden, S. (1996), Regime switching as a test for exchange rate bubbles, *Journal of Applied Econometrics*, 11 (1996) 219–251.
38. West, K. (1987), A specification test for speculative bubbles, *Quarterly Journal of Economics*, 102 (1987) 553–580.

TESTING FOR SPECULATIVE BUBBLE ON THE PRICES OF THE RUSSIAN TELECOMMUNICATION COMPANIES THE LATE 1990S

Elena V. Chirkova,

Associate Professor: Faculty of Economics; School of Finance

Alexander Tikhonov,

Master Student, NRU HSE

Abstract

In this paper we study the existence of a speculative bubble in the prices of the Russian telecommunications companies in the late 1990-s. In the study we use the regime-switching-type of econometric test that diagnoses the explosive pattern in the stock prices. Tests that compare series of prices and dividends are not applicable because most of the Russian quoted telecom companies did not pay dividends at that time. The tests did not reject the hypothesis of the existence of the bubble in the prices of shares of all Russian telecommunication companies except one and in the index of the Russian telecoms. The existence of the bubble was confirmed by the presence of its indirect indicators, namely rapid price growth and abnormal cumulative return before the price peak, too optimistic perception of news related to telecoms, deep correction and lengthy recovery after the crash. From 1998 to 2000 the prices of the Russian telecom companies grew in line with the Russian stock market, the correlation coefficient being 0,95. The telecoms index broke away from the general stock market only in the 1Q of 2000. We also tested whether the bubble in the Russian telecommunication companies stock market was a result of contagion from the NASDAQ market or it was caused by the revival of the Russian stock market after the 1998 crisis. The same was studied with respect to the crash of the bubble. We analyzed the dynamics of the correlation coefficients between the markets. This methodology implies that the markets become more interdependent and the contagion takes place if the correlation increases after the shock. No contagion effect was diagnosed. The indirect indication of the fact that no contagion took place is the date of the peak of the Russian telecoms index. It was reached 19 days after the NASDAQ peak. The speculative bubble on the Russian telecommunication stock market was determined by the events in the Russian stock market, but was influenced by news and attitudes toward telecommunications stocks in the USA.

Key words: speculative bubble, stock market bubble, contagion

JEL: G12, G14, G15

References

1. Chirkova E.V. Predposylki vznikoveniya finansovogo puzyrya// Vestnik Finansovogo Universiteta 2012. № 1. S. 79–87. URL: http://www.elenachirkova.com/files/products_57_contents.pdf (data obrashcheniya: 03.05.2014).
2. Chirkova E.V. Anatomiya finansovogo puzyrya. M.: Keys, 2010. URL: <http://www.e-reading.ws/book.php?book=1007597> (data obrashcheniya: 04.05.2014).
3. Ackert, L., and Hunter, W. (1999), Intrinsic bubbles: the case of stock prices: comment, *American Economic Review*, p. 1372–1376.
4. Barsky, R., De Long, B. (1993), Why Does the Stock Market Fluctuate?, *The Quarterly Journal of Economics*, 2(108) (1993) 291–311.
5. Blanchard, O., Watson, M. (1982), Bubbles, Rational Expectations, and Financial Markets. In P.Wachtel (ed.), *Crisis in the Economic and Financial Structure*. Lexington: Lexington Books, p. 295–315.

6. Bohl, T., Kaufmann, P., Stephan, P. (2013), From Hero to Zero: Evidence of Performance Reversal and Speculative Bubbles in German Renewable Energy Stocks, SSRN Working paper.
7. Buseti, F., Taylor, A. (2004), Tests of Stationarity Against a Change in Persistence, *Journal of Econometrics*, 123 (2004) 33–66.
8. Calvo, S., Reinhart, C. (1996), Capital flows to Latin America: Is there evidence of contagion effects? in Guillermo A. Calvo, Morris Goldstein, and Eduard Hochreiter, eds.: *Private Capital Flows to Emerging Markets After the Mexican Crisis* (Institute for International Economics, Washington, DC).
9. Corsetti, G., Pericoli, M., Sbracia, M. (2005), Some Contagion, Some Interdependence? More Pitfalls in Tests of Financial Contagion, *Journal of International Money and Finance*, 24(8) (2005) 1177–1199.
10. Dezbakhsh, H., Demirguc-Kunt, A. (1990), On the presence of speculative bubbles in stock prices, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25(1) (1990) 101–112.
11. Diba, B., Grossman, H. (1988), Explosive Rational Bubbles in Stock Prices?, *American Economic Review*, 78(3) (1998) 520–530.
12. Edwards, S. (1998), Interest rate volatility, capital controls, and contagion, Working Paper 6756, NBER.
13. Eichengreen, B., Rose, K., Wyplosz, C. (1996), Contagious currency crises, *Scandinavian Journal of Economics*, 98 (1996) 463–484.
14. Evans, G.W. (1991), Pitfalls in Testing for Explosive Bubbles in Asset Prices, *American Economic Review*, 81(4) (1991) 922–930.
15. Flood, R. Hodrick, R. (1986), Asset price volatility, bubbles and process switching, *Journal of Finance*, 41 (1986) 831–842.
16. Flood, R. Hodrick, R. (1990), On testing for speculative bubbles, *The Journal of Economic Perspectives*, 4(2) (1990) 85–101.
17. Flood, R., Hodrick, R., and Kaplan, P. (1994), An evaluation of recent evidence on stock price bubbles. In R. Flood and P. Garber (eds.), *Speculative Bubbles, Speculative Attacks, and Policy Switching* (105–133). Cambridge, MA: MIT Press.
18. Forbes, K., Rigobon, R. (2002), No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Co-Movements, *The Journal of Finance*, 5(57) (2002) 2223–2261.
19. Froot, R., Obsfeld, M. (1991), Intrinsic Bubbles: The Case of Stock Prices, *The American Economic Review*, 5(81) (1991)..
20. Fratzscher, M. (2002), On Currency Crisis And Contagion, Working Paper No. 139, European Central Bank.
21. Gürkaynak, R. (2008), Econometric tests of asset price bubbles: taking stock, *Journal of Economic Surveys*, 1(22) (2008) 166–186.
22. Hall, S., Sola, M. (1993), Testing for collapsing bubbles: an endogenous switching ADF test, Discussion Paper 15–93, London Business School.
23. Hall, S., Psaradakis, Z., and Sola, M. (1999), Detecting periodically collapsing bubbles: a Markov-switching unit root test, *Journal of Applied Econometrics*, 14 (1999) 143–154.
24. Hamao, Y., Masulis, R., Ng, V. (1990), Correlations in price changes and volatility across international stock markets, *The Review of Financial Studies*, 3 (1990) 281–307.
25. Hashimoto, Y. (2004), High-Frequency Contagion Between The Exchange Rates And Stock Prices, Working Paper 10448, National Bureau of Economic Research.
26. Homm, U. (2012), Econometric Analysis of Financial Risk and Correlation, *Rheinischen Friedrich-Wilhelms-Universität*, p. 4–42.

27. Homm, U., Breitung, J. (2012), Testing for Speculative Bubbles in Stock markets: Comparison of Alternative Methods, *Journal of Financial Econometrics*, 1(10) (2012) 198–231.
28. King, M., Wadhvani, S. (1990), Transmission of volatility between stock markets, *Review of Financial Studies*, 3 (1990) 5–33.
29. Lee, S., Kim, K. (1993), Does the October 1987 crash strengthen the co-movements among national stock markets? *Review of Financial Economics*, 3 (1993) 89–102.
30. LeRoy, S., Porter, R. (1981), The present-value relation: tests based on implied variance bounds, *Econometrica*, 49 (1981) 555–574.
31. Longin, F., Solnik, B. (1995), Is the correlation in international equity returns constant: 1960–1990?, *Journal of International Money and Finance*, 14 (1995) 3–26.
32. Ma, Y., and Kanas, A. (2004), Intrinsic bubbles revisited: evidence from nonlinear cointegration and forecasting, *Journal of Forecasting*, 23 (2004) 237–250.
33. Phillips, P., Wu, Y., Yu, J. (2011a), Explosive Behavior in the 1990s Nasdaq: When Did Exuberance Escalate Asset Values?, *International Economic Review*, 52(1) (2011a) 201–226.
34. Phillips, P., Yu, J. (2011b), Dating the Timeline of Financial Bubbles during the Subprime Crisis, *Quantitative Economics*, 2(3) (2011b) 455–491.
35. Pastor, L., Veronese, P. (2006), Was there a NASDAQ bubble in the late 1990s?, *Journal of Financial Economics*, 1(81) (2006) 61–100.
36. Shiller, R. (1981), Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends?, *American Economic Review*, 71 (1981) 421–436.
37. Van Norden, S. (1996), Regime switching as a test for exchange rate bubbles, *Journal of Applied Econometrics*, 11 (1996) 219–251.
38. West, K. (1987), A specification test for speculative bubbles, *Quarterly Journal of Economics*, 102 (1987) 553–580.