

ФИНАНСОВЫЙ МЕНЕДЖМЕНТ

М. Г. Поликарпова

канд. экон. наук, доцент кафедры математических методов в экономике Магнитогорского государственного технического университета им. Г. И. Носова

Т. А. Иванова

канд. экон. наук, заведующая кафедрой математических методов в экономике Магнитогорского государственного технического университета им. Г. И. Носова

ОЦЕНКА И ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ДИНАМИКИ СЛИЯНИЙ И ПОГЛОЩЕНИЙ РОССИЙСКИХ ХОЛДИНГОВЫХ СТРУКТУР¹

Введение

Современное развитие экономики в условиях глобализации, технологического прогресса и либерализации рынков предполагает конкурентную среду и повышает актуальность процессов слияний и поглощений. В 2012 г. Правительство РФ определило слияния и поглощения в качестве одного из приоритетов стратегического развития экономики России².

Достижение конкурентных преимуществ требует высокотехнологичного производства, высокой скорости оборота капитала. Нередко это становится возможным только в холдинговых структурах, где создаются наиболее благоприятные условия формирования, использования и обновления ресурсов (Поликарпова, 2010).

M&A (mergers and acquisitions), как правило, нацелены на интеграцию, т. е. сращивание, объединение частей в единое целое. Существует достаточно много критериев классификации сделок M&A, отвечающих их неоднородности. Нами выделены следующие основные виды интеграционных сделок в зависимости от направления интеграции (табл. 1).

Большой интерес как для ученых, так и для практиков представляет прогнозирование интеграционной активности российских холдингов. В последние годы благодаря накопленной статистической информации по интеграционным сделкам холдинговых структур начинают формироваться методические подходы прогнозирования интенсивности процессов интеграции в России. В связи с этим представляет интерес обобщение опыта корпоративной интеграции стран с развитой институциональной средой.

¹ Данная статья продолжает исследования автора (Поликарпова, 2009; Поликарпова, Булычева, 2012).

² Распоряжение Правительства РФ от 28 декабря 2012 г. № 2579-р «Об утверждении плана мероприятий (дорожной карты) “Развитие конкуренции и совершенствование антимонопольной политики”».

Таблица 1

Основные виды сделок M&A в зависимости от направления интеграции

Вид интеграционной сделки	Направление интеграции
Горизонтальный	Объединение (приобретение) компаний одной отрасли, производящих один и тот же продукт или осуществляющих одни и те же стадии производства
Вертикальный	Объединение (приобретение) компаний различных секторов экономики, связанных технологическим процессом производства готового продукта
Конгломеративный	Объединение (приобретение) компаний различных секторов без наличия производственной общности (слияние компании одного сектора с другой, не являющейся ни поставщиком, ни потребителем, ни конкурентом)

Обзор исследований динамики процессов слияний и поглощений

В своих работах Р. Мелихер для прогнозирования интеграционной активности предлагает использовать модели временных рядов, перейдя к логарифмическому преобразованию ряда (Melicher, 1983). В ранних работах Дж. Вестон (Weston, 2005) с помощью различных эмпирических методов приходит к подтверждению гипотезы о волнообразном поведении слияний и поглощений корпоративных структур (Weston, 1990).

Р. Толлисон и В. Шугарт (Tollison, Shughart, 1993) отвергают волнообразный характер интеграционной активности, моделируя процессы слияний и поглощений с помощью модели авторегрессии первого порядка. Однако тот факт, что слияния и поглощения можно описать процессом случайного блуждания, не дает оснований отвергать гипотезу о волнообразном поведении M&A.

В последнее время, когда в западной академической среде гипотеза о волнообразности процессов M&A больше не вызывает оживленных дискуссий, а скорее, стала отправной точкой в моделировании временного характера слияний и поглощений, появились новые подходы. Последние разработки, однако, направлены на объяснение интеграционной активности с помощью моделей с переключающимся параметром, где волны слияний и поглощений объясняются «переключением» дискретного параметра. Использование марковских процессов с переключающимся режимом нацелено на решение задачи более точного определения конкретных временных интервалов волн M&A и выделения унифицированного структурного процесса, с помощью которого можно было бы находить отраслевые и трансграничные волны интеграционной активности.

Дж. Баркулас (Barkoulas, 2001) осуществляет моделирование интеграционной активности холдинговых структур с помощью дробно-интегрированных процессов. Как отмечается в его исследованиях, процессы ARFIMA имеют автокорреляционную функцию, которая затухает гиперболически. Поэтому такого рода процессы можно прогнозировать на длительный период времени. Колебания в слияниях и поглощениях подвержены влиянию не только своей ближайшей истории, но и значениям M&A в далеком прошлом. Подобное поведение интеграционных процессов свидетельствует о наличии фундаментальных факторов, влияющих на динамику интеграционной активности холдинговых структур.

При этом для российского рынка слияний и поглощений имеются единичные попытки прогнозирования интеграционной активности. Так, можно выделить работы М. М. Мусатовой и Ю. В. Игнатишина. В фокусе исследований М. М. Мусатовой находится поквартальная динамика количества завершенных сделок слияний и поглощений с учетом национальной направленности за пери-

од с начала 1995 г. до конца II квартала 2010 г. Ввиду неполноты имеющихся данных прогнозирование стоимостного объема сделок слияний и поглощений не производилось (Мусатова, 2011).

Знакомство с отечественными работами позволяет нам считать выявление особенностей временного поведения интеграционной активности российских холдингов, которое составляет суть данной статьи, новым направлением в изучении и моделировании интеграционных процессов в России.

Информационная база исследования

Одним из условий комплексной и объективной оценки временного поведения интеграционной активности российских холдингов является качественная и надежная информационная база. При мониторинге действующего законодательства Российской Федерации в области статистики и формирования статистических баз данных можно отметить, что в настоящее время отсутствует федеральный закон, дающий единое понятие статистики слияний и поглощений, порядка и принципов формирования статистических баз данных по интеграционной активности. В сложившихся условиях для удовлетворения потребностей общественности и хозяйствующих субъектов в информации по интеграционной активности, ее сбором и обобщением занимаются различные информационно-аналитические агентства.

Одними из наиболее авторитетных экспертно-аналитических агентств в России, осуществляющими сбор статистических данных по российскому рынку слияний и поглощений, являются аналитическая группа M&A-Intelligence (агентство «Слияния и поглощения» со II полугодия 2013 г.) и ReDeal Group. Базы данных представленных агентств опираются на опыт международных баз данных, дополняются данными консалтинговых фирм Ernst & Young, PricewaterhouseCoopers, KPMG, Deloitte & Touche, данными российских государственных информационно-статистических ресурсов, информацией из СМИ и являются наиболее полными и доступными.

При этом наблюдаются различия в публикуемой ими информации по российскому рынку корпоративного контроля, связанные с отличием системы организации учетных работ. Сравнительный анализ методических указаний, лежащих в основе методологии учета сделок M&A данных агентств, представлен в табл. 2 (Поликарпова, 2010).

При этом в соответствии с международными стандартами финансовой отчетности (IFRS) и стандартами финансовой отчетности США (FAS) к основным требованиям, предъявляемым к учету сделок слияний и поглощений, можно отнести следующие:

- регистрация завершенных сделок;
- регистрация сделок по приобретению права на осуществление функции исполнительного органа или права, позволяющего определять условия осуществления предпринимательской деятельности.

Принимая во внимание эти требования, на основе табл. 2 можно сделать вывод, что для проведения международных сопоставлений более предпочтительным является использование базы данных агентства M&A-Intelligence, в которой допускается ретроспективное обновление статистических данных¹. Именно

¹ При этом финансовые показатели по ряду завершенных и объявленных сделок, вошедших в базу данных M&A-Intelligence, не были раскрыты. Чтобы дополнить информацию из указанного источника, были проведены дополнительные исследования для оценки стоимости сделок на основе ряда других информационных источников, например пресс-релизы интеграционных сделок, издания Bloomberg и DealWatch Russia.

Таблица 2

Сравнительный анализ методических указаний, лежащих в основе методологии учета сделок слияний и поглощений аналитических групп M&A-Intelligence и ReDeal Group

Параметр	M&A-Intelligence	ReDeal Group
1. Момент регистрации в информационной базе факта заключения интеграционной сделки	Официальная информация о заключении прошла в соответствующем периоде; не учитываются сделки, в отношении которых высказывались только намерения о заключении. Если при осуществлении сделки возник корпоративный конфликт, сделка учитывается в момент получения покупателем физического контроля над компанией	Официальная информация о заключении прошла в соответствующем периоде; не учитываются сделки, в отношении которых высказывались только намерения о заключении. Если при осуществлении сделки возник корпоративный конфликт, то сделка все равно фиксируется в момент совершения сделки
2. Ограничение на сумму сделки	Сумма сделки более 5 млн долл. США	Ограничений на сумму сделки нет
3. Ограничение на получение степени влияния в компании-цели	В результате совершения сделки был консолидирован контрольный или околоконтрольный пакет (владение свыше 50% акций), дающий неоспоримое право на оперативное управление компанией	В результате совершения сделки было получено право корпоративного контроля, т. е. право входить в состав Совета директоров или общего собрания акционеров
4. Сделки, в которых покупатель и продавец являются аффилированными лицами	Сделки, в которых покупатель и приобретаемая компания или продавец являются аффилированными лицами, не учитываются	Сделки, в которых покупатель и приобретаемая компания или продавец являются аффилированными лицами, не учитываются
5. Сделки, осуществляемые в рамках приватизации государственных предприятий	Учитываются сделки, осуществляемые в рамках приватизации государственных предприятий, проводимой Федеральным агентством по управлению государственным имуществом	Учитываются сделки, осуществляемые в рамках приватизации государственных предприятий, проводимой Федеральным агентством по управлению государственным имуществом

данные информационно-аналитического агентства M&A-Intelligence послужили базой для практического анализа M&A в данной статье.

Эмпирический анализ динамики слияний и поглощений российских холдингов

Эмпирический анализ строился на основе разбивки базы данных по интеграционной активности по месяцам. В табл. 3 представлены описательные статистики агрегированных помесечных рядов слияний и поглощений: количество сделок M&A, сумма интеграционных сделок, средняя стоимость сделки M&A, рассчитанные по данным за период с января 2003 г. по декабрь 2012 г. (всего 120 наблюдений).

Поскольку средняя стоимость сделки M&A является производной от количества и суммы заключенных сделок слияний и поглощений, то в фокусе исследо-

Таблица 3

Описательные статистики помесечных рядов M&A за 2003—2012 гг.

№	Переменная	Средняя	Минимум	Максимум	Станд. откл.
1	Количество сделок M&A, ед.	24	9	54	9,12
2	Сумма сделок M&A, млрд долл. США	4,03	0,3	17,63	3,70
3	Средняя стоимость сделки M&A, млрд долл. США	0,16	0,02	0,73	0,11

вания интеграционной активности холдинговых структур были анализ и прогнозирование количества и суммы интеграционных сделок российских холдингов. При этом выбор методов прогнозирования базировался на ряде предпосылок:

- методы должны учитывать нестационарность описываемых процессов;
- методы должны учитывать ограниченность выборки;
- результаты должны с заданной точностью описывать изменение выделенных показателей.

Перечисленные выше требования являются достаточно противоречивыми, к тому же выяснение каждого из данных условий в лучшей степени достигается различными методами. Например, основываясь на опыте исследований процессов М&А в странах с развитой институциональной средой, считается, что для нелинейных процессов, имеющих квазипериодическую основу, в наибольшей степени подходят модели, основанные на использовании ряда Фурье. Нестационарные процессы лучше описывают авторегрессионные модели. Поэтому однозначно остановиться на выборе одного метода в рамках данной задачи не представляется возможным. Для достижения поставленной цели мы решили воспользоваться несколькими методами, наиболее полно отвечающими выдвинутому требованию, с тем чтобы иметь возможность сравнить точность построенных моделей.

Прогнозирование динамики количества сделок М&А. На рис. 1 представлена помесечная динамика количества заключенных сделок слияний и поглощений холдинговых структур РФ. Имеющийся ряд динамики представлен абсолютными значениями показателя «количество заключенных сделок М&А» за период с января 2003 г. по декабрь 2012 г. Ряд относится к интервальным рядам, так как характеризует значение показателя за месяц.

Проведенный анализ позволил выявить, что начиная с момента времени $t^* = 69$ (сентябрь 2008 г.) происходит структурное изменение характера динамики

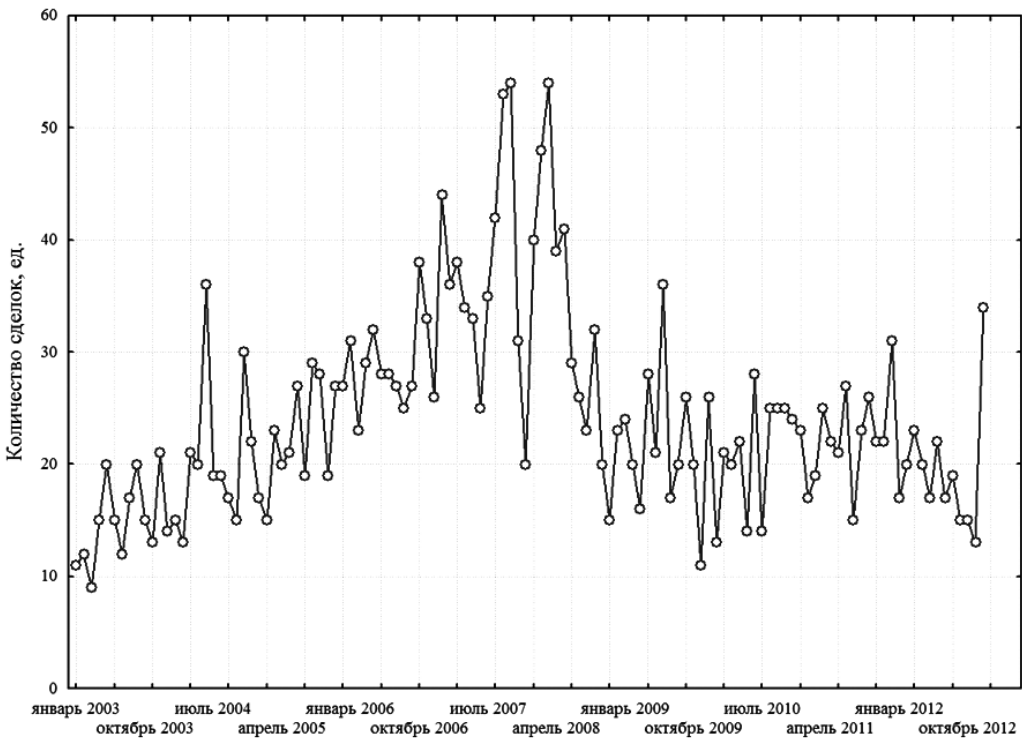


Рис. 1. Динамика количества заключенных сделок слияний и поглощений, 2003—2012 гг.

ки изучаемого показателя. Данный момент времени относится к началу финансово-экономического кризиса в России. Мотивы слияний и поглощений покупателей и продавцов различаются в периоды экономического роста от интеграционных мотивов в период экономического кризиса, что не может не влиять на интеграционную активность холдинговых структур. Зарубежные исследования находят подтверждение данному обоснованию (Yagil, 1996). В условиях финансово-экономического кризиса интеграционные мотивы формируются под воздействием серьезного дисбаланса спроса и предложения на рынке M&A: резкое сокращение числа покупателей и большое число выставленных на продажу активов.

Если в ситуации стабильности и роста экономики основные мотивы консолидации — операционные и стратегические — были связаны с возможностью получения синергетических эффектов обеспечения темпов роста бизнеса, выхода на новые рынки, достижения экономии от масштаба и др., то в период экономической нестабильности доминирующими мотивами стали финансовые и инвестиционные. На первый план, в особенности для продавцов активов, вышли мотивы снижения риска банкротства и сокращения кредиторской задолженности, а для покупателей — диверсификация, налоговые льготы и возможность воспользоваться понижением рыночной цены активов (Мусатова, 2011).

В эконометрике разработаны несколько формальных тестов, позволяющих определить, присутствует ли структурный сдвиг в данных и на каком наблюдении он происходит (тест Чоу, метод скользящих окон, тест Эндрюса—Зивота и др.). Для подтверждения выдвинутой гипотезы нами был использован тест Чоу, позволяющий проверить гипотезу о целесообразности разбиения исходной выборки. Так как $F_{\text{набл}} = 43,48 > F_{\text{кр}}(0,05; 3; 116) = 2,68$, то можно заключить, что действительно структурный сдвиг произошел в сентябре 2008 г. Поэтому исходную совокупность целесообразно разбить на две части с точки зрения улучшения качества модели относительно момента времени $t^* = 69$.

Проверка гипотезы о существовании тренда предваряет определение характера тенденции и выделение тренда. Основные подходы к решению этой задачи основаны на статистической проверке гипотез. Для проверки гипотезы о случайности ряда используются различные подходы, отличающиеся друг от друга мощностью, сложностью математического аппарата. Например, критерий квадратов последовательных разностей (критерий Аббе); критерий серий, основанный на медиане выборки; критерий «восходящих и нисходящих» серий; метод проверки средних уровней; метод Фостера—Стюарта и др. (Бушманова, 2006).

Согласно критерию Фостера—Стюарта, гипотеза H_0 о постоянстве математического ожидания для периода январь 2003 г. — сентябрь 2008 г. ($t = \overline{1,69}$) может быть отвергнута. Следовательно, в ряду заключенных сделок слияний и поглощений присутствует трендовая составляющая:

$$\hat{x}_t = 12,21 + 0,4t.$$

t -статистика¹ (7,20) (9,58)

Значение коэффициента детерминации составило $R^2 = 57,18\%$. Уравнение регрессии значимо, поскольку $F_{\text{набл}} = 91,78 > F_{\text{кр}} = 3,13$.

Согласно критерию Фостера—Стюарта для периода октябрь 2008 г. — декабрь 2012 г. ($t = \overline{70,120}$) была принята гипотеза H_0 о постоянстве математического ожидания, оценка которого составила 21,16. Следовательно, в ряду заклю-

¹ Коэффициенты регрессии статистически значимы на 5%-ном уровне, так как $t_{\text{кр}}(0,05; 67) = 1,68$.

ченных сделок слияний и поглощений трендовая составляющая может быть представлена в виде:

$$\hat{x}_t = \begin{cases} 12,21 + 0,4t, & t \leq t^*, \\ 21,16, & t > t^*, \end{cases}$$

где $t^* = 69$.

Предварительным этапом моделирования временных рядов является исследование наличия сезонной компоненты. Проведя спектральный анализ и построив распределение спектральной плотности по периодам, для оценки которой использовалось окно Парзена, было выявлено, что максимальное значение спектральной плотности приходится на период 6 месяцев (рис. 2).

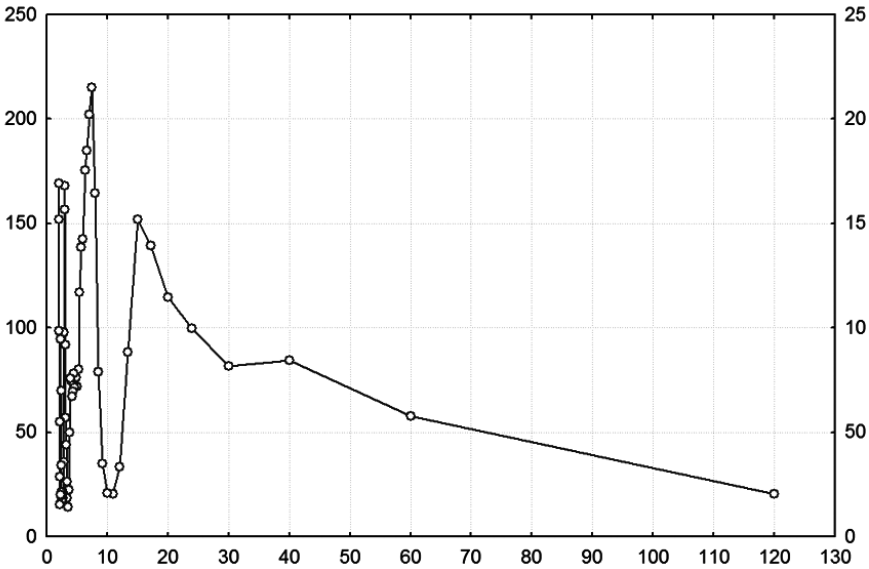


Рис. 2. Спектральная плотность для временного ряда количества заключенных сделок слияний и поглощений

Перейдем к рассмотрению статистических моделей для прогноза динамики количества сделок М&А холдинговых структур в Российской Федерации.

Построение модели количества заключенных сделок М&А с использованием гармонического анализа. Гармонический анализ состоит в разложении заданной периодической функции $f(x)$ ($f(x + 2l) = f(x)$) в ряд Фурье. Если функция $f(x)$ задана аналитически, то задача ее гармонического анализа решается с помощью известных формул Эйлера—Фурье для вычисления коэффициентов ряда Фурье.

Основная задача гармонического анализа состоит в представлении функции $f(x)$ в виде ряда:

$$f(x) = \frac{a_0}{2} + \sum_{n=1}^{\infty} (a_n \cos(nx) + b_n \sin(nx)) \quad (1)$$

или

$$f(x) = \frac{a_0}{2} + \sum c_n \sin(nx + \varphi_n), \quad (2)$$

где $c_n = \sqrt{a_n^2 + b_n^2}$ — амплитуда гармоники; φ_n — фаза гармоники.

По сравнению с другими методами изучения сезонности гармонический анализ обладает рядом серьезных преимуществ. Он позволяет одновременно определить период колебания (частоту) и интенсивность (амплитуду) этих колеба-

ний (Статистика, 2004). Сезонная компонента была представлена как сумма среднего значения и ряда синусоид и косинусоид:

$$s_t = \bar{s} + \sum_{i=1}^n a_i \cos(\omega_i t) + \sum_{i=1}^n b_i \sin(\omega_i t), \quad (3)$$

где a и b — параметры гармонического представления; ω_i — угловая частота, измеряемая в радианах в единицу времени и равна $\omega = 2\pi f$ ($0 \leq \omega \leq 2\pi$); $n = N/2$; N — длина временного ряда.

Поскольку в ряду количества заключенных сделок слияний и поглощений было выявлено наличие тренда, то ряд Фурье был использован для описания ряда, полученного после выделения из исходного ряда трендовой составляющей. Для выбора наилучшего гармонического представления был использован расчет коэффициентов детерминации для уравнений с разным числом гармоник (табл. 4).

Таблица 4

Гармонические функции для модели количества заключенных сделок слияний и поглощений российских холдингов

Номер гармоники	Гармоническая функция	Число гармоник	Накопленный коэффициент детерминации (R^2), %
1	$0,37\cos(t - 2,99)$	1	4,56
2	$0,87\cos(2t - 1,30)$	2	19,73
3	$1,54\cos(3t - 2,05)$	3	24,86
4	$0,62\cos(4t - 2,33)$	4	41,25
5	$1,50\cos(5t - 1,85)$	5	43,89
6	$1,32\cos(6t - 0,93)$	6	54,29
7	$1,33\cos(7t - 2,07)$	7	62,56
8	$2,04\cos(8t - 0,57)$	8	68,45
9	$1,3\cos(9t - 1,23)$	9	71,87
10	$1,43\cos(10t - 1,66)$	10	74,26
11	$1,28\cos(11t - 2,62)$	11	79,23
12	$0,68\cos(12t - 1,68)$	12	85,92

Модель с 12 гармониками достаточно хорошо описывает сезонную составляющую динамики количества заключенных сделок слияний и поглощений холдинговых структур в Российской Федерации, объясняя 85,92% вариации уровней. Тогда:

$$\hat{y}_t = \begin{cases} 12,21 + 0,4t + 0,37\cos(t - 2,99) + 0,87\cos(2t - 1,30) + 1,54\cos(3t - 2,05) + \\ + 0,62\cos(4t - 2,33) + 1,50\cos(5t - 1,85) + 1,32\cos(6t - 0,93) + 1,33(7t - 2,07) + \\ + 2,04\cos(8t - 0,57) + 1,3\cos(9t - 1,23) + 1,43\cos(10t - 1,66) + \\ + 1,28\cos(11t - 2,62) + 0,68\cos(12t - 1,68), \quad t \leq t^*, \\ 21,16 + 0,37\cos(t - 2,99) + 0,87\cos(2t - 1,30) + 1,54\cos(3t - 2,05) + \\ + 0,62\cos(4t - 2,33) + 1,50\cos(5t - 1,85) + 1,32\cos(6t - 0,93) + 1,33(7t - 2,07) + \\ + 2,04\cos(8t - 0,57) + 1,3\cos(9t - 1,23) + 1,43\cos(10t - 1,66) + \\ + 1,28\cos(11t - 2,62) + 0,68\cos(12t - 1,68), \quad t > t^*, \end{cases}$$

где $t^* = 69$.

Графическое изображение исходного ряда динамики количества сделок М&А и ряда, построенного по модели, представлено на рис. 3.

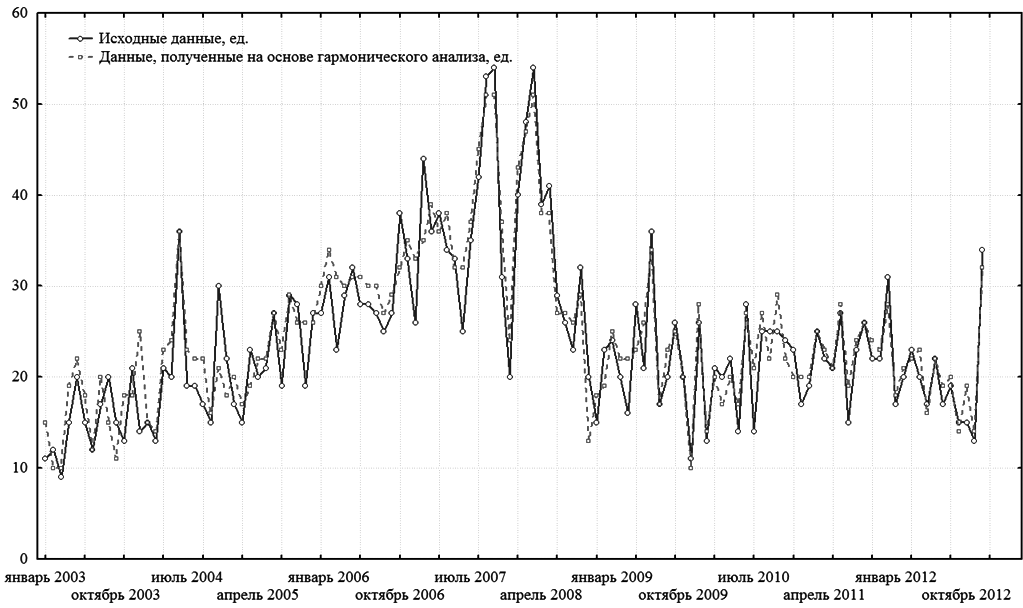


Рис. 3. Исходный ряд количества заключенных сделок М&А и данные, полученные на основе использования гармонического анализа

Для проверки нормальности распределения остатков данной модели был использован критерий Пирсона. Так как $\chi_{\text{набл}}^2 = 2,46 < \chi_{\text{кр}}^2(0,05; 3) = 7,8$, то нет оснований отвергать гипотезу о нормальном распределении остатков модели. Для исследования на наличие автокорреляции в остатках был использован асимптотический критерий серий Бреуша—Годфри, который основан на идее, что если имеется корреляция между соседними наблюдениями, то естественно ожидать, что в уравнении коэффициент ρ окажется значимо отличающимся от нуля:

$$e_t = \rho_0 + \rho_1 e_{t-1}, t = \overline{2, n}, \quad (4)$$

где e_t — остатки.

Согласно имеющимся данным

$$e_t = -0,91 - 0,017e_{t-1},$$

т. е. коэффициент $\rho = -0,017$ незначимо отличается от 0, следовательно, автокорреляция первого порядка в остатках отсутствует.

В эконометрике разработаны формальные тесты, позволяющие определить наличие гетероскедастичности в остатках: тест Гольдфельда—Куандта, тест Уайта, тест Глейзера и др. (Эконометрика, 2009). В данной работе был использован тест Гольдфельда—Куандта, согласно которому $F_{\text{набл}} = 1,54 < F_{\text{кр}}(0,05; 43; 43) = 1,66$, так что нет оснований отвергать гипотезу о гомоскедастичности остатков модели.

Для исследования на наличие условной гетероскедастичности, т. е. эффектов ARCH в ошибках модели, был использован асимптотический критерий, который основывается на построении регрессии e_t^2 по e_{t-1}^2 :

$$e_t^2 = \lambda_0 + \lambda_1 e_{t-1}^2, t = \overline{2, n}. \quad (5)$$

Согласно имеющимся данным:

$$e_t^2 = 11,67 - 0,0008e_{t-1}^2,$$

т. е. коэффициент $\lambda = -0,0008$ незначимо отличается от 0, что свидетельствует об отсутствии эффектов ARCH в ошибках модели.

Таким образом, результаты диагностики позволяют заключить, что модель, полученная на основе применения гармонического анализа, адекватна исследуемому процессу интеграционной активности российских холдинговых структур.

Сезонная модель проинтегрированного скользящего среднего (модель Бокса—Дженкинса) количества заключенных сделок М&А. Применение теста Дики—Фуллера к ряду, характеризующему количество заключенных интеграционных сделок, подтвердило их нестационарность (поскольку $t_{\text{набл}} = -1,79 > t_{\text{кр}}(0,05; 119) = -1,95$ для параметра $\lambda = -0,603$ из уравнения $\Delta y_t = -0,603y_{t-1}$). Это свидетельствует о том, что нулевая гипотеза H_0 о наличии единичного корня не может быть отклонена). Поэтому исследуемый ряд был скорректирован путем перехода к первой разности событий и получения стационарного ряда, в котором в качестве единицы наблюдения выступает $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ (Эконометрика, 2009).

Выбор и привязка сезонной модели Бокса—Дженкинса к имеющимся данным достигалась с помощью трехстадийной итеративной процедуры, включающей идентификацию, оценку и диагностическую проверку модели. Оптимальная модель определялась путем перебора параметров модели с целью минимизировать статистики R^2 , СКО и статистику χ^2 , характеризующую близость распределения остатков к нормальному. Расчеты производились с использованием пакетов прикладных программ Statistica 8.0 и SPSS 20.0.

В результате было получено две модели:

- а) ARIMA(3; 1; 0)(1; 0; 0);
- б) ARIMA(3; 1; 0)(2; 1; 0).

Поскольку в результате проверки несколько моделей оказались адекватными исходным данным, то при окончательном выборе учитывалось два требования:

- 1) повышение точности (качество подгонки модели);
- 2) меньшее число параметров модели.

Для модели ARIMA(3; 1; 0)(1; 0; 0) критерий Акайка AIC = 6,25, критерий Байеса SIK = 6,49, для модели ARIMA(3; 1; 0)(2; 1; 0) AIC = 7,05, SIK = 6,97. Следовательно, выбор был сделан в пользу модели ARIMA(3; 1; 0)(1; 0; 0).

В общем виде сезонный процесс авторегрессии проинтегрированного скользящего среднего ARIMA($p; d; q$)($P_s; D_s; Q_s$) можно записать при помощи оператора запаздывания B в следующем виде (Бушманова, 2006):

$$\begin{aligned} (1 - \alpha_1 B - \dots - \alpha_p B^p - \beta_1 B^S - \dots - \beta_p B^{S+P_s-1}) \Delta^d \Delta^{D_s} y_t = \\ = (1 - Q_1 B - \dots - Q_q B^q - W_1 B^S - \dots - W_{Q_s} B^{S+Q_s-1}) \varepsilon_t. \end{aligned}$$

Тогда ARIMA(3; 1; 0)(1; 0; 0) будет представлена как:

$$(1 - \alpha_1 B - \alpha_2 B^2 - \alpha_3 B^3 - \beta_1 B^6)(1 - B)y_t = \varepsilon_t. \quad (6)$$

Для получения оценок М&А и прогнозирования по модели ARIMA(3; 1; 0)(1; 0; 0) был осуществлен переход к модели ARIMA в виде:

$$(1 + 0,553B + 0,389B^2 + 0,314B^3 - 0,344B^6)(1 - B)y_t = \varepsilon_t$$

(-5,595)
(-3,899)
(-3,393)
(3,748)

или

$$\hat{y}_t = 0,447y_{t-1} + 0,164y_{t-2} + 0,076y_{t-3} + 0,314y_{t-4} + 0,344y_{t-6} - 0,344y_{t-7} + \varepsilon_t.$$

Графическое изображение исходного ряда и ряда, полученного по модели ARIMA(3; 1; 0)(1; 0; 0), приведено на рис. 4.

Для проверки адекватности модели была построена гистограмма остатков, согласно которой распределение остатков подчиняется нормальному закону. Данный вывод подтвердил критерий Пирсона ($\chi^2_{\text{набл}} = 2,28 < \chi^2_{\text{кр}}(0,05; 3) = 7,8$).

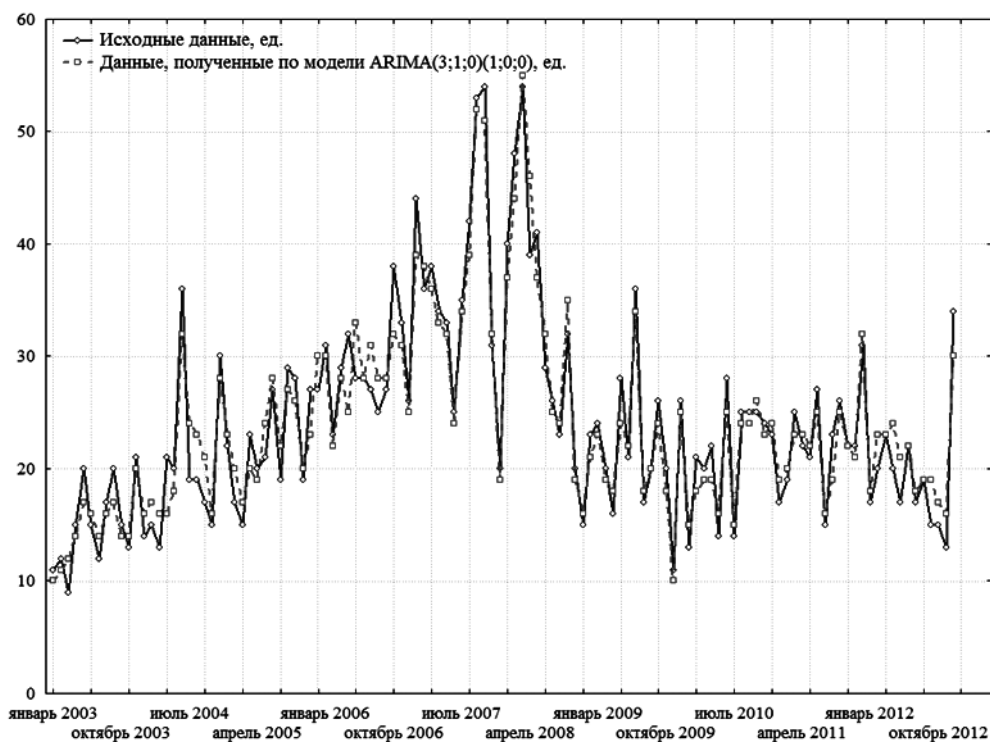


Рис. 4. Исходный ряд количества заключенных сделок М&А и ряд, полученный на основе модели ARIMA(3; 1; 0)(1; 0; 0), ед.

Согласно имеющимся данным $e_t = 0,05 - 0,008e_{t-1}$, т. е. коэффициент $\rho = -0,008$ незначимо отличается от 0, следовательно, согласно критерию Бреуша—Годфри автокорреляция в остатках отсутствует. Согласно тесту Гольдфелда—Куандта $F_{\text{набл}} = 1,41 < F_{\text{кр}}(0,05; 43; 43) = 1,66$. Следовательно, нет оснований отвергать гипотезу о гомоскедастичности остатков модели. Проведенный асимптотический тест на наличие условной гетероскедастичности показал отсутствие эффектов ARCH в ошибках модели, так как $e_t^2 = 2,03 - 0,006e_{t-1}^2$.

Таким образом, все рассмотренные характеристики модели свидетельствуют об ее адекватности исследуемому процессу М&А.

Оценка точности моделей количества заключенных сделок М&А. Важнейшие характеристики качества модели — показатели ее точности. О точности можно судить по значению ошибки (погрешности) прогноза, характеризующей расхождение между фактическими и прогнозными значениями числа заключенных интеграционных сделок холдинговых структур РФ. В табл. 5 приведены оценки точности моделей количества заключенных сделок М&А.

Исходя из полученных данных можно сделать вывод: динамику числа заключенных сделок слияний и поглощений лучше всего описывает модель, базирующаяся на применении методологии авторегрессии проинтегрированного скользящего среднего.

Важным аспектом моделирования любых временных рядов является возможность прогнозирования. Модель ARIMA(3; 1; 0)(1; 0; 0) может быть применена для прогнозирования числа сделок слияний и поглощений российских холдингов на несколько периодов вперед. Предсказание будущей интеграционной активности холдинговых структур было сделано для I квартала 2013 г. (табл. 6).

Таким образом, на интервале с января 2013 г. по март 2013 г. данная модель предсказала количество заключенных сделок М&А с относительной ошибкой

Таблица 5

Оценки точности моделей количества заключенных сделок М&А

Модель	Характеристики точности			
	средний квадрат ошибок	сумма квадратов ошибок	относительная ошибка по модулю (MAPE) ¹	средняя квадратичная ошибка
1. Модель динамики количества заключенных сделок М&А построенная с использованием гармонического анализа	11,7	1404	12,71%	3,42
2. Модель ARIMA(3; 1; 0)(1; 0; 0)	6,39	761	9,28%	2,53

Таблица 6

Прогнозирование по модели ARIMA(3; 1; 0)(1; 0; 0) для I квартала 2013 г., ед.

№	Период	Прогнозное значение ARIMA, ед.	Реальное значение, ед.
1	Январь 2013 г.	16	13
2	Февраль 2013 г.	21	19
3	Март 2013 г.	18	15

по модулю MAPE = 17,83%, что подтверждает пригодность модели для построения прогнозов заключения интеграционных сделок холдинговыми структурами на российском рынке слияний и поглощений.

Прогнозирование динамики суммы сделок М&А. На рис. 5 представлена помесячная динамика суммы заключенных сделок слияний и поглощений россий-

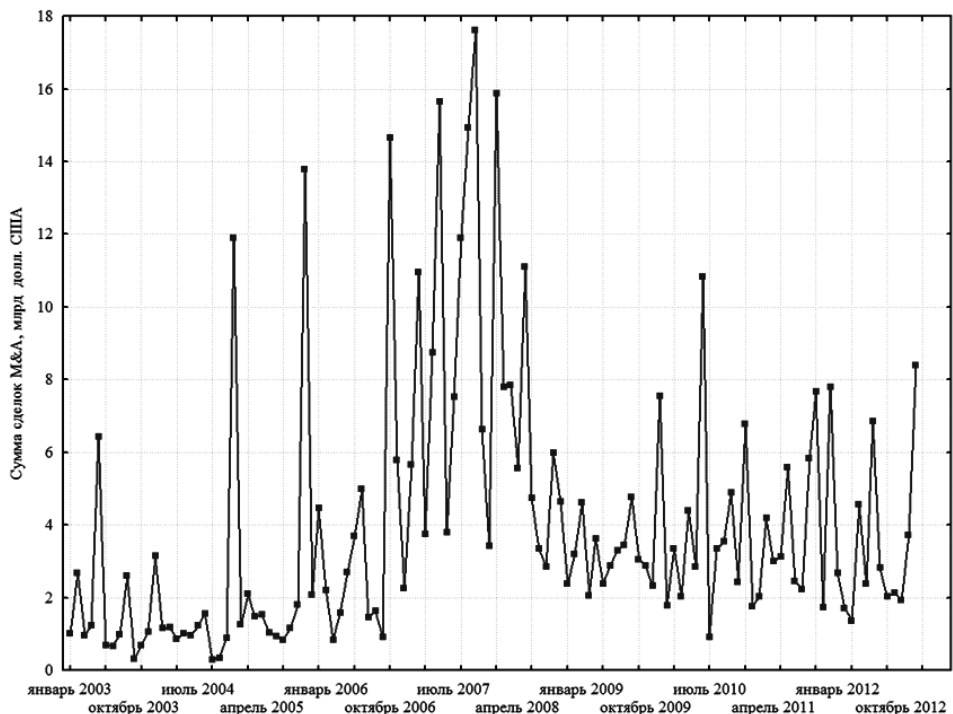


Рис. 5. Динамика суммы заключенных сделок слияний и поглощений, 2003—2012 гг.

¹ В литературе часто встречается указание на то, что значение MAPE ≤ 10% свидетельствует о высокой точности модели, при значениях этой характеристики в диапазоне 10—20% точность можно признать хорошей, при 20% < MAPE ≤ 50% — удовлетворительной.

ских холдингов. Имеющийся ряд динамики представлен абсолютными значениями показателя суммы заключенных сделок M&A за период с января 2003 г. по декабрь 2012 г. Наблюдаемые выбросы имеют реальное обоснование и не связаны с ошибками при сборе, записи или передаче информации.

Однако мегасделки стоимостью больше 5 млрд долл. США искажают данные сравнительного анализа (например, такие как покупка 76,79% акций ОАО «Юганскнефтегаз» за 9,35 млрд долл. в декабре 2004 г., покупка 72,76% акций ОАО «Сибнефть» за 13,09 млрд долл. в октябре 2005 г., приобретение алюминиевых активов СУАЛА и Glencore за 10,2 млрд долл. в октябре 2006 г., продажа и покупка активов ЮКОСА в 2007 г., покупка 53,2% акций ОАО «Уралкалий» за 5,3 млрд долл. в июне 2010 г. и ряд других сделок¹). По этой причине мы исключили данные сделки из дальнейшего анализа, с тем чтобы представить более содержательное сравнение интеграционной активности российских холдингов. На рис. 6 представлена помесечная динамика суммы заключенных сделок слияний и поглощений российских холдингов с исключенными мегасделками стоимостью свыше 5 млрд долл. США.

Проведенный анализ позволил выявить, что начиная с момента времени $t^* = 65$ (май 2008 г.) происходит структурное изменение характера динамики изучаемого показателя, что подтвердил тест Чоу. Данный период времени характеризуется началом изменений в мировой общеэкономической ситуации и факторами глобального характера. Таким образом, для прогнозирования суммы заключенных сделок слияний и поглощений было проведено разделение ряда на два периода: до и после мая 2008 г.

Необходимо отметить, что во втором периоде (июнь 2008 г. — декабрь 2012 г.) наиболее активным игроком российского рынка M&A было государство. Анти-

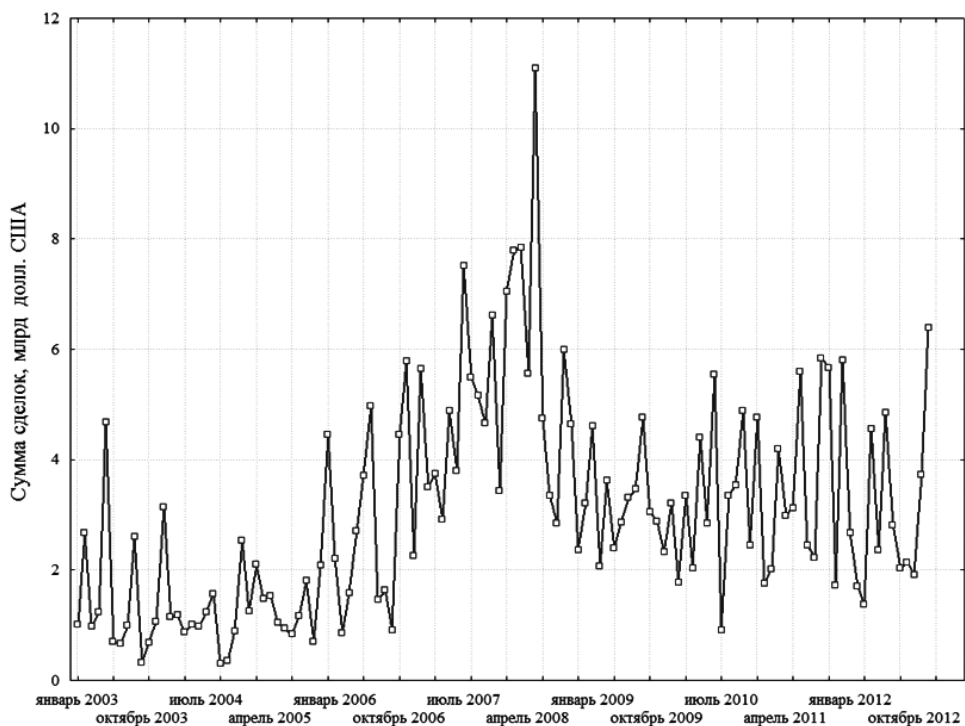


Рис. 6. Динамика суммы заключенных сделок M&A, 2003—2012 гг. (с исключением мегасделок стоимостью больше 5 млрд долл. США)

¹ Источник: M&A-Intelligence.

кризисные меры были оформлены в виде предоставления субсидий и субвенций, оказания мер поддержки отдельным секторам экономики. Так, в 2009 г. на эти цели в Российской Федерации были предусмотрены дополнительные бюджетные ассигнования в размере 450 млрд руб. При этом государство поддерживало российские компании и при осуществлении ими трансграничных сделок.

Согласно критерию Фостера—Стюарта гипотеза H_0 о постоянстве математического ожидания для периода январь 2003 г. — май 2008 г. ($t = \overline{1,65}$) может быть отвергнута. Следовательно, в ряду заключенных сделок слияний и поглощений присутствует трендовая составляющая, для описания которой была выбрана полиномиальная модель:

$$\hat{x}_t = 2,248 - 0,124t + 0,0032t^2.$$

t -статистика¹ (2,248) (3,66) (6,47)

Значение коэффициента детерминации $R^2 = 70,34\%$; уравнение регрессии значимо, поскольку $F_{\text{набл}} = 76,90 > F_{\text{кр}} = 2,68$.

Согласно критерию Фостера—Стюарта для периода июнь 2008 г. — декабрь 2012 г. ($t = 66,120$) была принята гипотеза H_0 о постоянстве математического ожидания, оценка которого составила 3,37. Следовательно, в ряду заключенных сделок слияний и поглощений трендовая составляющая может быть представлена в виде

$$\hat{x}_t = \begin{cases} 2,248 - 0,124t + 0,0032t^2, & t \leq t^*, \\ 3,37, & t > t^*, \end{cases}$$

где $t^* = 65$.

Проведя спектральный анализ и построив распределение спектральной плотности по периодам, было выявлено, что период колебаний ряда суммы заключенных сделок М&А составляет 6 месяцев.

Построение модели суммы заключенных сделок М&А с использованием гармонического анализа. Компонента ряда динамики суммы заключенных сделок М&А, полученная после выделения трендовой составляющей, была представлена как сумма среднего значения и ряда синусоид и косинусоид. В результате было выявлено, что модель с 9 гармониками достаточно хорошо описывает динамику суммы заключенных сделок М&А, объясняя 79,83% вариации уровней. Тогда

$$\hat{y}_t = \begin{cases} 2,249 - 0,124t + 0,0032t^2 + 0,04 \cos(t - 1,95) + 0,06 \cos(2t - 0,82) + \\ + 0,16 \cos(3t - 2,51) + 0,23 \cos(4t - 1,77) + 0,07 \cos(5t - 0,79) + \\ + 0,18 \cos(6t - 1,49) + 0,16(7t - 0,13) + 0,06 \cos(8t - 1,12) + \\ + 0,15 \cos(9t - 2,64), & t \leq t^*, \\ 3,371 + 0,04 \cos(t - 1,95) + 0,06 \cos(2t - 0,82) + 0,16 \cos(3t - 2,51) + \\ + 0,23 \cos(4t - 1,77) + 0,07 \cos(5t - 0,79) + 0,18 \cos(6t - 1,49) + \\ + 0,16(7t - 0,13) + 0,06 \cos(8t - 1,12) + 0,15 \cos(9t - 2,64), & t > t^*, \end{cases}$$

где $t^* = 65$.

Графическое изображение исходного ряда и ряда, построенного по модели, представлено на рис. 7. Согласно нормальному вероятностному графику — рас-

¹ Коэффициенты регрессии статистически значимы на 5%-ном уровне, так как $t_{\text{кр}}(0,05; 62) = 1,67$.

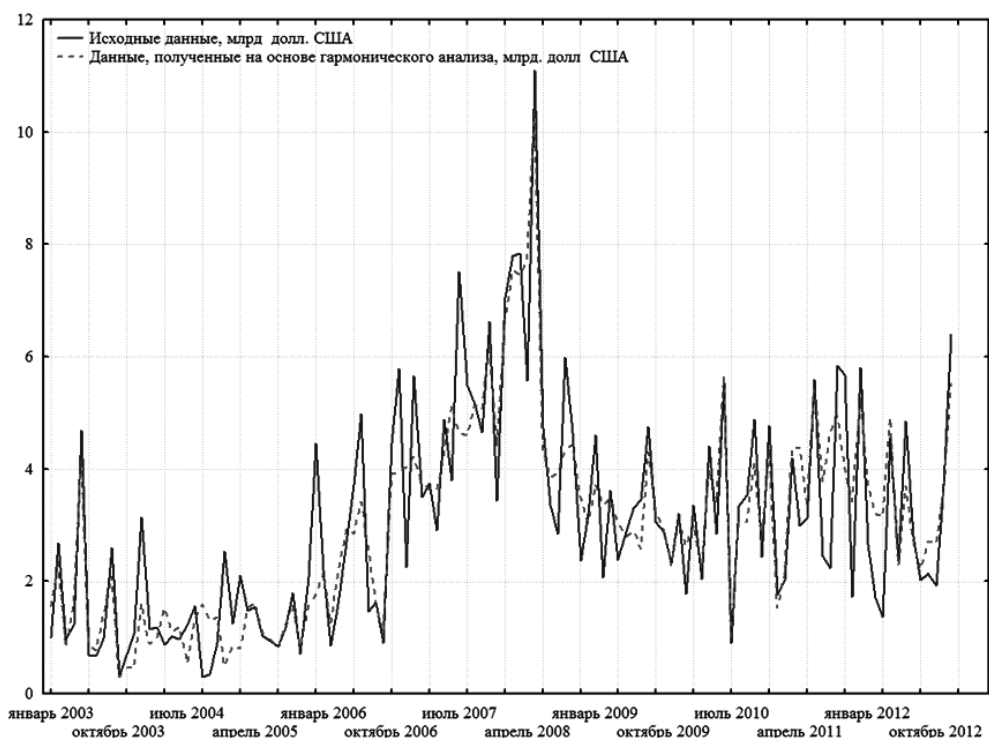


Рис. 7. Исходный ряд суммы заключенных сделок М&А и ряд, полученный на основе гармонического анализа, млрд долл. США

пределение остатков нормальное. Гипотезу о нормальном законе распределения остатков полученной модели на основе гармонического анализа также подтвердил критерий Пирсона ($\chi^2_{\text{набл}} = 4,67 < \chi^2_{\text{кр}}(0,05; 3) = 7,8$).

Согласно имеющимся данным $e_t = 0,32 - 0,07e_{t-1}$, т. е. коэффициент $\rho = -0,07$ незначимо отличается от 0, значит, согласно критерию Бреуша—Годфри автокорреляция в остатках отсутствует. Согласно тесту Гольдфельда—Куандта $F_{\text{набл}} = 1,58 < F_{\text{кр}}(0,05; 43; 43) = 1,66$; следовательно, нет оснований отвергать гипотезу о гомоскедастичности остатков модели. Проведенный асимптотический тест на наличие условной гетероскедастичности показал отсутствие эффектов ARCH в ошибках модели, так как $e_t^2 = 3,01 - 0,004e_{t-1}^2$.

Таким образом, результаты диагностики показывают, что модель динамики суммы заключенных сделок М&А, полученная на основе применения гармонического анализа, адекватна исследуемому процессу интеграционной активности российских холдингов.

Модель проинтегрированного скользящего среднего суммы заключенных сделок М&А. Применение теста Дики—Фуллера к ряду, характеризующему сумму заключенных интеграционных сделок, подтвердило его нестационарность. Поэтому исследуемый ряд был скорректирован путем перехода к первой разности событий и получения стационарного ряда, в котором в качестве единицы наблюдения выступает $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$.

Оптимальная модель, также как и для динамики количества заключенных сделок М&А, определялась путем перебора параметров моделей ARIMA. В результате было получено две модели:

- а) ARIMA(5; 1; 0)(1; 0; 0);
- б) ARIMA(5; 1; 0)(1; 1; 0).

Для модели $ARIMA(5; 1; 0)(1; 0; 0)$ критерий Акайка $AIC = 8,75$, критерий Байеса $SIK = 12,23$, для модели $ARIMA(5; 1; 0)(1; 1; 0)$ $AIC = 9,02$, $SIK = 13,03$. Следовательно, выбор был сделан в пользу модели $ARIMA(5; 1; 0)(1; 0; 0)$.

Представим $ARIMA(5; 1; 0)(1; 0; 0)$ как

$$(1 - \alpha_1 B - \alpha_2 B^2 - \alpha_3 B^3 - \alpha_4 B^4 - \alpha_5 B^5 - \beta_1 B^6)(1 - B)y_t = \varepsilon_t. \quad (7)$$

Для получения оценок параметров и прогнозирования по модели $ARIMA(5; 1; 0)(1; 0; 0)$ был осуществлен переход к модели $ARIMA$ в виде:

$$(1 + 0,726B + 0,623B^2 + 0,510B^3 + 0,247B^4 + 0,380B^5 + 0,001B^6)(1 - B)y_t = \varepsilon_t.$$

$(-7,96) \quad (-5,45) \quad (-4,12) \quad (-2,18) \quad (-2,96) \quad (-0,005)$

или

$$\hat{y}_t = 0,274y_{t-1} + 0,103y_{t-2} + 0,113y_{t-3} + 0,263y_{t-4} + 0,263y_{t-4} - 0,133y_{t-5} + 0,379y_{t-6} + 0,001y_{t-7} + \varepsilon_t.$$

Графическое изображение исходного ряда и ряда, построенного по модели $ARIMA(5; 1; 0)(1; 0; 0)$, приведено на рис. 8.

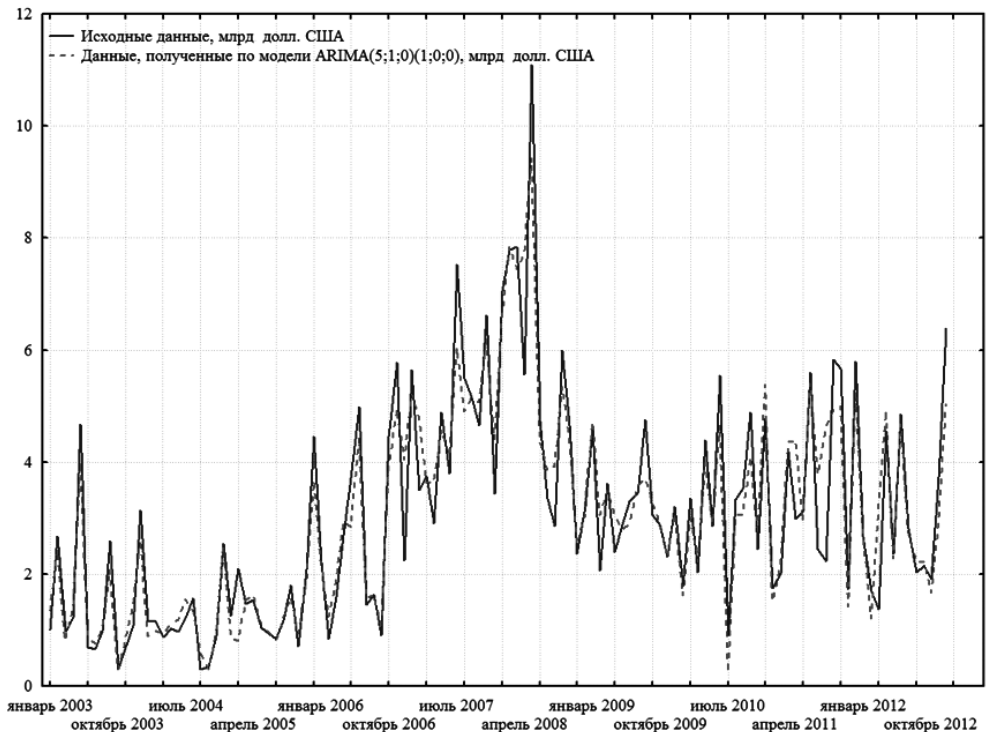


Рис. 8. Исходный ряд суммы заключенных сделок M&A и ряд, полученный на основе модели $ARIMA(5; 1; 0)(1; 0; 0)$, млрд долл. США

Для проверки адекватности модели была построена гистограмма остатков, согласно которой распределение остатков подчиняется нормальному закону распределения. Данный вывод подтвердил критерий Пирсона ($\chi^2_{набл} = 4,35 < \chi^2_{кр}(0,05; 3) = 7,8$).

Согласно имеющимся данным $e_t = 0,07 - 0,004e_{t-1}$, т. е. коэффициент $\rho = -0,004$ незначимо отличается от 0, следовательно, согласно критерию Бреуша—Годфри автокорреляция в остатках отсутствует. Согласно тесту Гольдфельда—Куандта $F_{набл} = 1,55 < F_{кр}(0,05; 43; 43) = 1,66$, следовательно, нет оснований отвергать гипотезу о гомоскедастичности остатков модели. Проведенный асимптотический тест на наличие условной гетероскедастичности показал отсутствие эффектов ARCH в ошибках модели, так как $e_t^2 = 1,85 - 0,002e_{t-1}^2$.

Таким образом, все рассмотренные характеристики модели свидетельствуют об ее адекватности исследуемому процессу M&A.

Оценка точности моделей суммы заключенных сделок M&A. В табл. 7 приведены оценки точности моделей суммы заключенных сделок слияний и поглощений российских холдинговых структур.

Исходя из полученных данных можно сделать вывод: динамику суммы заключенных сделок слияний и поглощений, так же как и для количества заключенных сделок M&A, лучше всего описывают процессы авторегрессии проинтегрированного скользящего среднего. При этом модель ARIMA(5; 1; 0)(1; 0; 0) может быть применена для прогнозирования суммы сделок слияний и поглощений российских холдингов на несколько периодов вперед. Предсказание будущей интеграционной активности холдинговых структур было сделано для 1-го квартала 2013 г. (табл. 8).

Таблица 7

Оценки точности моделей суммы заключенных сделок M&A

Модель	Характеристики точности			
	средний квадрат ошибок	сумма квадратов ошибок	относительная ошибка по модулю (MAPE) ¹	средняя квадратичная ошибка
1. Модель динамики количества заключенных сделок M&A, построенная с использованием гармонического анализа	0,777	92,65	29,63%	0,88
2. Модель ARIMA(3; 1; 0)(1; 0; 0)	0,41	49,65	17,34%	0,64

Таблица 8

Прогнозирование по модели ARIMA(5; 1; 0)(1; 0; 0) для I квартала 2013 г., млрд долл.

№	Период	Прогнозное значение ARIMA, млрд долл. США	Реальное значение, млрд долл. США
1	Январь 2013 г.	1,47	2,03
2	Февраль 2013 г.	2,57	2,83
3	Март 2013 г.	5,93	5,07

Таким образом, на интервале с января 2013 г. по март 2013 г. данная модель предсказала сумму заключенных сделок слияний и поглощений с относительной ошибкой по модулю MAPE = 17,91%, что подтверждает пригодность модели для построения прогнозов заключения интеграционных сделок холдинговыми структурами на российском рынке слияний и поглощений.

Выводы

Анализ приведенных результатов позволяет сделать вывод, что для анализа и прогнозирования интеграционной активности холдинговых структур российской экономики наиболее точными и адекватными являются сезонные модели авторегрессии проинтегрированного скользящего среднего. В частности, для прогнозирования динамики количества заключенных сделок слияний и поглощений была получена сезонная модель ARIMA(3; 1; 0)(1; 0; 0), а для прогнозирования динамики стоимостного объема рынка M&A — модель ARIMA(5; 1; 0)(1; 0; 0).

Если сравнивать отечественный рынок слияний и поглощений с M&A-рынками других стран, то сегодня Россия выглядит достаточно перспективно, поскольку, если в развитых странах капитализация холдинговых структур за 2008—

2011 г. снизилась примерно на 30%, то стоимость российских холдингов упала в 3,5 раза. Это может дать в ближайшие годы новый импульс для процессов слияний и поглощений российских холдинговых структур.

Источники

- Бушманова М. В., Иванова Т. А., Мельникова Г. Г.* и др. Анализ временных рядов и прогнозирование: учеб. пособие. Магнитогорск, 2006.
- Вестон Дж. Ф.* Кратая история финансовых идей // *Финансы и бизнес.* 2005. № 1. С. 111–142.
- Мусатова М. М.* Эмпирический анализ динамики слияний и поглощений российских компаний // *Вестник НГУ. Серия: Социально-экономические науки.* 2011. Т. 11. Вып. 2. С. 118–128.
- Поликарпова М. Г.* Формирование информационной базы интеграционного анализа в целях повышения конкурентоспособности экономики Российской Федерации // *Вестник УрФУ. Серия: Экономика и управление.* 2010. № 4. С. 62–72.
- Поликарпова М. Г.* Эконометрический анализ российского рынка слияний и поглощений // *Прикладная эконометрика.* 2011. № 4. С. 27–47.
- Поликарпова М. Г.* Интеграционная деятельность как основа развития металлургической промышленности РФ // *Финансы и бизнес.* 2009. № 4. С. 60–67.
- Поликарпова М. Г., Булычева С. В.* Разработка адаптивно-регулирующегося механизма оценки рисков интеграционной деятельности промышленного предприятия // *Финансы и бизнес.* 2012. № 4. С. 136–157.
- Статистика: учебник / под ред. И. И. Елисеевой. М., 2004.
- Эконометрика: учебник / под ред. И. И. Елисеевой. М., 2009.
- Barkoulas J. T., Baum C. F., Chakraborty A.* Waves and Persistence in Merger and Acquisition Activity // *Economics Letters.* 2001. Vol. 70. P. 237–243.
- Melicher R. W., Ledolter J., D'Antonio L. J.* A Time Series Analysis of Aggregate Merger Activity // *The Review of Economics and Statistics.* 1983. Vol. 65. № 3.
- Shughart W., Tollison R.* The Random Character of Merger Activity // *The Reviewed Statistics.* 1993. Vol. 15. P. 500–509.
- Weston J. F., Chung K. S., Hoag S. E.* Mergers, Restructuring and Corporate Control. N.Y., 1990.
- Yagil J.* Mergers and Macro-economic Factors // *Review of Financial Economics.* 1996. Vol. 5. N 2. P. 181–190.