

Парадоксы сезонного сглаживания¹

Игорь ПЕЛИПАСЬ



Председатель наблюдательного совета
Исследовательского центра Института
приватизации и менеджмента
кандидат экономических наук

Многие временные ряды экономических показателей имеют сезонный паттерн и характеризуются ежегодными, регулярно повторяющимися колебаниями, которые затрудняют анализ исходных данных и не позволяют в явном виде получить представление о краткосрочных изменениях показателя и его тренда. Поэтому в практике экономического анализа используются различные методы устранения сезонности. Корректировка на сезонность имеет большое значение для оценки экономической ситуации в краткосрочном периоде и принятия управленческих решений, информирования экономических агентов и населения об экономической конъюнктуре, а также для целей экономического анали-

за, моделирования и прогнозирования.

В Беларуси практика корректировки данных на сезонность в настоящее время распространена не очень широко. Национальный статистический комитет осуществляет корректировку на сезонность реального ВВП и публикует эту информацию в сборниках национальных счетов [1]. Поскольку данные публикуются с двухлетним лагом (например, в 2013 г. представлены сезонно скорректированные данные о реальном ВВП до конца 2011 г.), то практическая ценность такой информации невелика. Национальный банк Республики Беларусь представляет данные о динамике реального ВВП в аналитическом обзоре основных тенденций в экономике и денежно-кредитной сфере (приводятся данные за последний квартал и график темпов прироста за последние годы), что, безусловно, важно для оценки текущей экономической ситуации [2, 3]. Международный валютный фонд (МВФ) также приводит данные о темпах прироста реального ВВП с поправкой на сезонность [15].

Основным побудительным мотивом этого исследования послужила публикация данных о темпах прироста реального ВВП с поправкой на сезонность в I квартале 2013 г. в аналитическом обзоре Национального банка Республики Беларусь. Согласно приведенным данным, темп прироста реального ВВП в годовом исчислении составил 37%, что объяснялось эффектом низкой базы IV квартала 2012 г. и изменением налогового законодательства [3]. Аналогичные результаты были получены и МВФ.

На графике, приведенном в страновом отчете, видно, что темпы прироста реального ВВП в I квартале 2013 г. составляют более 8%, что примерно соответствует 37% в годовом исчислении. В отчете МВФ говорится об ускорении экономического роста в соответствующем периоде [15].

Приведенные выше данные не согласуются с реальными процессами в экономике страны. Однако парадоксальность ситуации заключается в том, что в обоих случаях использовались стандартные статистические методы сезонного сглаживания и соответствующее программное обеспечение². В чем же заключается проблема получения такого необычайно высокого темпа прироста реального ВВП в I квартале 2013 г.?

Качество корректировки на сезонность обуславливается качеством исходных данных и используемыми статистическими методами. Однако современное статистическое обеспечение, предназначенное для осуществления корректировки на сезонность, позволяет во многих случаях получить вполне приемлемый результат, используя соответствующие алгоритмы практически в автоматическом режиме (на этом основана практика унификации процедуры корректировки на сезонность и внедрения универсального программного обеспечения в работу статистических агентств).

Это привело нас к следующей рабочей гипотезе: исходные данные о реальном ВВП, возможно, являются контаминированными³, по крайней мере, в IV квартале 2012 г. и I квартале 2013 г. Использование стандартных ста-

¹ Автор выражает признательность А. Зарецкому, Р. Кирхнеру, А. Чубрику, Г. Шимановичу и сотрудникам Главного управления монетарной политики и анализа Национального банка Республики Беларусь за плодотворную дискуссию и полезные комментарии. При этом вся ответственность за содержание данной работы лежит на авторе.

² В частности, сотрудники Национального банка осуществляли корректировку на сезонность при помощи стандартной статистической программы TRAMO/SEATS. При этом корректировка на сезонность осуществлялась за 2000Q1–2012Q2, а затем сезонные коэффициенты, полученные за последний период, использовались для получения сезонно скорректированных данных для оставшихся кварталов. Результаты МВФ, представленные в [15], нам удалось с точностью воспроизвести при помощи сезонного фильтра X-11 без каких-либо дополнительных установок.

³ Под контаминацией данных подразумеваются ошибки или неточности в данных, искажающие исторически сложившийся сезонный паттерн.

статистических процедур сезонного сглаживания при наличии контаминированных данных приводит к неадекватным результатам, особенно в конце исследуемого периода. Следует отметить, что мы не стремились дать оценку качества исходных статистических данных о реальном ВВП, а используемый в работе подход основан на эконометрических методах анализа имеющихся в нашем распоряжении данных. Тем не менее парадоксальные результаты, полученные на основе стандартных методов сезонного сглаживания, могут, на наш взгляд, неявным образом свидетельствовать о статистических проблемах в исходных данных.

Таким образом, основная задача данной работы – разработка подхода корректировки на сезонность экономических показателей в условиях наличия контаминированных данных в используемых временных рядах и решение проблемы аномально высоких темпов прироста реального ВВП в I квартале 2013 г., полученных на основе сезонно скорректированных данных. Результаты имеют практическую ценность для органов статистики, аналитических подразделений центральных банков, экономических аналитиков и академических исследователей.

Корректировка на сезонность: общий обзор

Статистические данные широко используются органами государственного управления и экономическими агентами для принятия экономических решений и прогнозирования. При этом необходимо определить важные особенности динамики экономических показателей, такие как краткосрочные изменения, среднесрочный и долгосрочный тренд, поворотные точки в динамике, изменения по отношению к другим показателям. Наличие сезонности существенно затрудняет такой анализ, поскольку истинная динамика показателей оказывается скрытой от непосредственного

наблюдения. Данная проблема решается при помощи сезонного сглаживания экономических временных рядов, под которым понимается процесс оценки сезонных эффектов и очищения исследуемых временных рядов от их влияния. Иными словами, корректировка на сезонность – это процесс упрощения данных без существенной потери информации, облегчающий интерпретацию данных [5].

Для очищения данных от сезонного эффекта часто используется расчет темпов роста экономического показателя в текущем периоде к аналогичному периоду предшествующего года. Этот подход представляет собой простую и вместе с тем весьма приблизительную корректировку на сезонность и имеет ряд существенных недостатков. Во-первых, хотя этот подход позволяет уменьшить влияние постоянного годового сезонного эффекта, полное устранение сезонности не всегда возможно, поскольку сезонный фактор может постепенно изменяться в пределах года. Во-вторых, он не позволяет учесть другие эффекты (например, эффект количества рабочих дней, скользящих праздничных дней), а также изменение сезонного эффекта по мере изменения во времени уровня показателя. В-третьих, данный метод чувствителен к различным случайным эффектам. Например, если экономический показатель в предшествующем периоде существенно уменьшился в результате неожиданного шока, то в соответствующем квартале последующего года будет наблюдаться необычайно большой рост (эффект базы). В-четвертых, использование темпов роста в текущем периоде к аналогичному периоду прошлого года может неверно характеризовать поворотные точки в динамике, поскольку не учитывает поквартальное изменение показателя в пределах года.

Использование статистических методов сезонного сглаживания позволяет избежать указанных выше недостатков и осуществить

разложение исходного временного ряда на его различные, непосредственно ненаблюдаемые компоненты: сезонный фактор, тренд и случайный компонент. Сезонный фактор используется для получения непосредственно ненаблюдаемых экономических временных рядов без учета влияния сезонных колебаний. Важно отметить, что при корректировке на сезонность из временного ряда устраняется только сезонная вариация. Сезонно сглаженный временной ряд будет включать в себя помимо тренда случайные колебания, различные выбросы и структурные сдвиги, обусловленные действием разных внешних и внутренних шоков.

Рассмотрим разложение временного ряда на ненаблюдаемые компоненты и отметим некоторые моменты, важные для решения основной задачи данной работы. Пусть Y_t – это фактическое значение временного ряда в период времени t , которое может быть представлено как произведение трех основных ненаблюдаемых компонентов, а именно сезонного компонента (S_t), тренда (T_t) и случайного компонента (I_t)⁴:

$$Y_t = S_t \times T_t \times I_t. \quad (1)$$

Сезонный компонент включает в себя непосредственно стабильное влияние сезонного фактора, а также другие систематические календарные эффекты, которые не являются стабильными в рамках года (например, эффект количества рабочих дней, эффект скользящих праздничных дней). Тренд характеризует основную тенденцию и циклические изменения показателя в среднесрочном и долгосрочном периодах. Случайный компонент отражает все эффекты, которые не были учтены трендом и сезонным компонентом (выбросы, характеризующие экстремальные наблюдения, или ошибки в данных, чрезвычайные события). Предполагается, что случайный компонент является стохастической переменной, симметрично распределенной вокруг ожидаемого значения, равного единице,

⁴ В данной работе при сезонном сглаживании белорусского реального ВВП мы рассматриваем только мультипликативный метод разложения исходного временного ряда на ненаблюдаемые компоненты. Соответствующее программное обеспечение позволяет определять метод разложения в автоматическом режиме.

для мультипликативного метода разложения временного ряда на ненаблюдаемые компоненты.

На основе (1) скорректировка на сезонность фактического временного ряда осуществляется следующим образом:

$$Y_t^{s\alpha} = Y_t / S_t, \quad (2)$$

где $Y_t^{s\alpha}$ – значение временного ряда в период времени t , скорректированное на сезонность.

Скорректированные на сезонность данные используются для определения темпов роста ($I_y^{s\alpha}$) или темпов прироста ($I_y^{s\alpha} - 1$) по отношению к предшествующему периоду:

$$I_y^{s\alpha} = Y_t^{s\alpha} / Y_{t-1}^{s\alpha}. \quad (3)$$

Кроме того, скорректированные на сезонность данные могут быть использованы для расчета темпов роста в годовом исчислении, которые показывают, каким бы был рост показателя за год при сохранении динамики текущего периода (при этом темп роста возводится в степень n , равную периодичности наблюдений):

$$(I_y^{s\alpha})^n = (Y_t^{s\alpha} / Y_{t-1}^{s\alpha})^n. \quad (4)$$

Следует отметить, что динамика показателя на основе сезонно сглаженных данных зависит от двух факторов, а именно, изменения тренда и случайного компонента, что непосредственно следует из (2) и (1). Поскольку $Y_t^{s\alpha} = Y_t / S_t = T_t \times I_t$, то выражения (3) и (4) могут быть представлены как

$$I_y^{s\alpha} = (T_t \times I_t) / T_{t-1} \times I_{t-1}, \quad (5a)$$

$$(I_y^{s\alpha})^n = (T_t^n \times I_t^n) / T_{t-1}^n \times I_{t-1}^n. \quad (5b)$$

Таким образом, из (5a) и (5b) следует, что если влияние случайного компонента окажется достаточно высоким, то темпы роста, рассчитанные на основе данных, скорректированных на сезонность, отразят не столько систематические факторы динамики показателя, сколько его изменения, обу-

словленные случайными или экстраординарными событиями, а возможно, и просто ошибками или неточностями в данных. Указанная проблема многократно усиливается при расчете темпов роста в годовом исчислении, так как в данном случае случайный компонент возводится в четвертую или двенадцатую степень для квартальных или месячных данных соответственно.

Связь между временным рядом, скорректированным на сезонность, трендом и случайным компонентом выражается следующим образом:

$$T_t = Y_t^{s\alpha} / I_t. \quad (6)$$

Приведенные выше выражения (1)–(6) будут использованы при дальнейшем рассмотрении корректировки на сезонность белорусского реального ВВП в условиях возможной контаминации данных.

Как правило, анализ сезонности и соответствующая корректировка данных осуществляются при помощи стандартного программного обеспечения. В настоящее время в практике статистических органов и центральных банков используются два наиболее популярных метода корректировки на сезонность, а именно X-12ARIMA⁵, разработанный Бюро переписи США, и TRAMO/SEATS⁶, предложенный Банком Испании. Указанные методы рассматриваются в методических рекомендациях Евростата в качестве основных при корректировке на сезонность [9]. В настоящее время Бюро переписи США предлагает новое программное обеспечение X-13ARIMA-SEATS⁷, которое объединяет в себе возможности двух подходов и позволяет их сравнивать.

В данной работе мы использовали программное обеспечение X-13ARIMA-SEATS. Хотя методы корректировки на сезонность X-12ARIMA и TRAMO/SEATS существенно различаются методологически, в их основе лежит модель ARIMA (модель авторегрессионного интегрированного

скользящего среднего) следующего вида: ARIMA(p, d, q)(P, D, Q), где p – количество авторегрессионных параметров, d – порядок интегрированности, q – количество параметров скользящего среднего, P – количество сезонных авторегрессионных параметров, D – порядок сезонной интегрированности, Q – количество параметров сезонного скользящего среднего. Определение параметров модели ARIMA может быть осуществлено как автоматически, так и вручную.

Программное обеспечение X-13ARIMA-SEATS позволяет осуществить диагностику полученных моделей корректировки на сезонность, используя общие критерии для оценки качества моделей. В частности, используются тесты на наличие в исследуемых рядах сезонности, отсутствие остаточной сезонности в рядах, скорректированных на сезонность, на отсутствие аномалий в распределении остатков ARIMA-модели, стабильность процедуры корректировки на сезонность. В конечном счете выбирается модель, имеющая наилучшие диагностические характеристики.

Используемые данные и их характеристики

В качестве исходных данных в представленной работе использовался временной ряд реального ВВП в ценах (среднегодовых) 2009 г. за 1995Q1–2013Q2⁸. Мы выбрали максимально длинный временной ряд, поскольку такие данные часто используются при эконометрическом моделировании и прогнозировании. Применение статистических методов корректировки на сезонность предполагает достаточно длинные временные ряды (7–10 лет и более), однако использование максимально длинного временного ряда не всегда бывает целесообразно из-за изменения методологии и сопоставимости данных, существенных структурных сдвигов, изменяющих режимы функционирования экономики, и т. д. Поэтому дополнительно к исходному ряду за 1995Q1–2013Q2

⁵ См.: <http://www.census.gov/srd/www/x12a>

⁶ См.: <http://www.bde.es/webbde/en/secciones/servicio/software/econom.html>

⁷ См.: <http://www.census.gov/srd/www/x13as>

⁸ Исходные данные, используемые в этой работе, представлены в [4].

(74 квартала) рассматривался и более короткий ряд, начинающийся с 2002Q1 (46 кварталов).

Для получения качественных данных, скорректированных на сезонность, необходимо правильно определить вид модели ARIMA(p, d, q)(P, D, Q). В частности, большое значение имеет определение порядка интегрированности данных, поскольку статистические методы разложения временного ряда на ненаблюдаемые компоненты работают только со стационарными рядами. При логарифмическом представлении данных, если нестационарная переменная становится стационарной в результате применения метода первых разностей, то она является интегрированной с порядком интегрированности, равным 1, или I(1). В этом случае принято считать, что исходный ряд данных содержит единичный корень. Соответственно, стационарные первые разности переменной будут иметь нулевой порядок интегрированности – I(0). Указанные характеристики временных рядов могут быть проверены при помощи соответствующих эконометрических тестов. В случае сезонных данных проблема усложняется, по-

скольку данные могут содержать как обычный единичный корень, так и сезонные единичные корни, что требует использования сезонных разностей. Иными словами, в рамках корректировки на сезонность при использовании модели ARIMA(p, d, q)(P, D, Q) возникает вопрос: достаточно ли использования сезонных разностей, чтобы исходный ряд стал стационарной величиной, или же дополнительно требуется применение еще и обычных разностей?

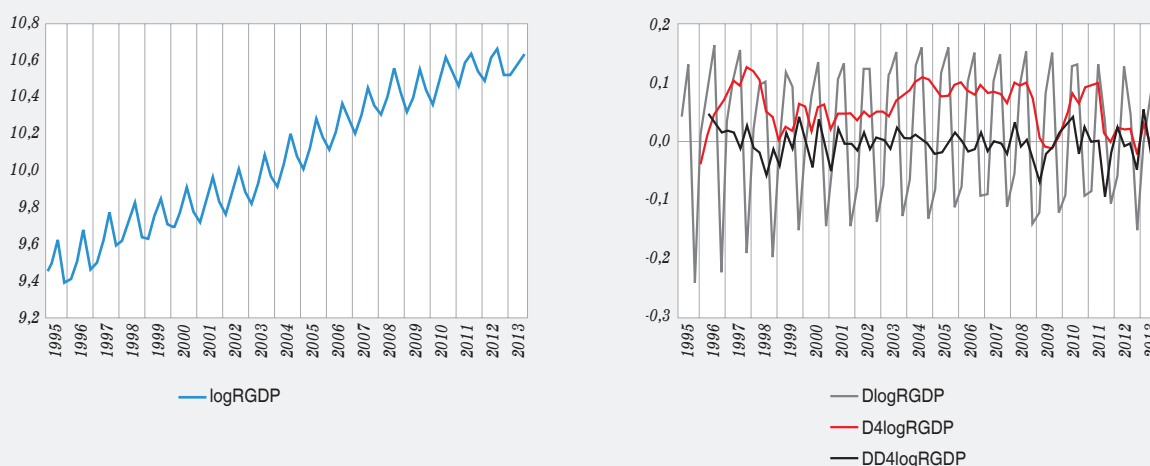
В рамках метода X-13ARIMA-SEATS выбор величины d и D может быть осуществлен автоматически. Однако порядок интегрированности данных, определенный в автоматическом режиме, иногда не согласуется с реальными динамическими характеристиками исследуемых временных рядов.

На рисунке 1 представлены различные аспекты динамики реального ВВП в Беларуси за 1995Q1–2013Q2. Временной ряд фактических данных выражен в натуральных логарифмах. Это удобная форма представления данных при тестировании на единичный корень, поскольку первые логарифмические разности являются аппроксимациями

поквартальных темпов прироста реального ВВП, а четвертые логарифмические разности – его темпов прироста к соответствующему кварталу предыдущего года. Как видно на рисунке 1, реальный ВВП (logRGDP) имеет возрастающий тренд и ярко выраженную сезонность. Его первые разности (DlogRGDP) также отражают сезонные колебания, за которыми скрывается истинная динамика показателя. Сезонные разности реального ВВП (D4logRGDP) элиминируют сезонность и дают определенное представление о динамике показателя.

Однако визуально данный ряд не является стационарным. Возможно, для получения стационарного ряда необходимо дополнительно взять первые разности от сезонных разностей. Ряд DD4logRGDP колеблется вокруг нулевого среднего и визуально выглядит стационарным. Поскольку временной ряд реального ВВП может содержать как сезонные, так и обычные единичные корни, был использован HEGY-тест на сезонный единичный корень [13]. Этот тест позволяет определить наличие (отсутствие) в исследуемых данных обычного единичного

Динамические характеристики реального ВВП



Примечания: 1. logRGDP – логарифм реального ВВП; $\log RGDP = \log RGDP_t - \log RGDP_{t-1}$; $\Delta \log RGDP = \log RGDP_t - \log RGDP_{t-1}$; $\Delta \Delta \log RGDP = \Delta \log RGDP_t - \Delta \log RGDP_{t-1}$; D – оператор разности Δ .

2. Расчеты автора на основе данных Национального статистического комитета Республики Беларусь.

Рисунок 1

корня, а также сезонных единичных корней на полугодовой и годовой частоте. Он применялся как для логарифмического уровня реального ВВП, так и для его сезонных разностей. Нулевая гипотеза о единичном корне отвергается, если фактическое значение тестов превышает их критические

значения на определенном уровне значимости (5 или 1%).

Как следует из *таблицы 1*, гипотеза об обычном единичном корне и сезонных единичных корнях не отвергается ни для одной из рассмотренных спецификаций теста. Следовательно, временной ряд реального ВВП являет-

ся нестационарной величиной, имеющей как обычный, так и сезонные (полугодовые и годовые) единичные корни. Использование сезонных разностей устраняет сезонность и, соответственно, сезонные единичные корни. При этом гипотеза об обычном единичном корне отвергается на 5%

Таблица 1

HEGY-тест на сезонный единичный корень

Переменная	Спецификация теста		H ₀	Тест	Значение теста	Критические значения	
	детерминистические члены	количество лагов				1%	5%
Log RGDP	Константа,	1	$H_0: \pi_1 = 0$	$t_{\pi 1}$	-1,47	-3,96	-3,39
	тренд,		$H_0: \pi_2 = 0$	$t_{\pi 2}$	-2,19	-3,41	-2,82
	сезонные фиктивные переменные		$H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$	F_{34}	1,93	8,76	6,55
Log RGDP	Константа,	1	$H_0: \pi_1 = 0$	$t_{\pi 1}$	-1,46	-3,98	-3,40
	тренд,		$H_0: \pi_2 = 0$	$t_{\pi 2}$	-2,03	-2,53	-1,93
	сезонные фиктивные переменные		$H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$	F_{34}	0,54	4,76	3,05
Log RGDP	Константа,	1	$H_0: \pi_1 = 0$	$t_{\pi 1}$	-1,64	-3,41	-2,84
	сезонные фиктивные переменные		$H_0: \pi_2 = 0$	$t_{\pi 2}$	-2,18	-3,41	-2,83
	сезонные фиктивные переменные		$H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$	F_{34}	1,91	8,79	6,57
Log RGDP	Константа	1	$H_0: \pi_1 = 0$	$t_{\pi 1}$	-1,82	-3,42	-2,85
	сезонные фиктивные переменные		$H_0: \pi_2 = 0$	$t_{\pi 2}$	-2,02	-2,53	-1,93
	сезонные фиктивные переменные		$H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$	F_{34}	0,57	4,83	3,08
Δ_4 Log RGDP	Константа,	0	$H_0: \pi_1 = 0$	$t_{\pi 1}$	-3,04	-3,41	-2,84
	сезонные фиктивные переменные		$H_0: \pi_2 = 0$	$t_{\pi 2}$	-3,76	-3,41	-2,83
	сезонные фиктивные переменные		$H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$	F_{34}	35,71	8,79	6,57
Δ_4 Log RGDP	Константа	0	$H_0: \pi_1 = 0$	$t_{\pi 1}$	-3,08	-3,42	-2,85
	сезонные фиктивные переменные		$H_0: \pi_2 = 0$	$t_{\pi 2}$	-3,74	-2,53	-1,93
	сезонные фиктивные переменные		$H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$	F_{34}	38,21	4,83	3,08

Примечания: 1. При осуществлении HEGY-теста на сезонный единичный корень использовалась следующая регрессия: $\Delta_4 y_t = \pi_1 z_{1,t} + \pi_2 z_{2,t} + \pi_3 z_{3,t} + \pi_4 z_{4,t} + \sum_{j=1}^{p-4} \alpha_j \Delta_4 y_{t-j} + \varepsilon_t$, где $\Delta_4 y_t = (1-L^4)y_t - y_{t-4}$; $z_{1,t} = (1+L+L^2+L^3)y_t$; $z_{2,t} = (-1+L+L^2+L^3)y_t$; $z_{3,t} = -(1-L^2)y_t$; L – оператор лага; ε_t – остатки. Число лагов в сезонных разностях определялось таким образом, чтобы устранить автокорреляцию остатков. Нулевые гипотезы $H_0: \pi_1 = 0$, $H_0: \pi_2 = 0$, $H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$ относятся к обычному, полугодовому и годовому тесту на единичный корень соответственно. Указанная выше регрессия оценивается при помощи МНК, гипотезы проверяются при помощи t -теста для первых двух гипотез ($t_{\pi 1}$, $t_{\pi 2}$) и F -теста – для третьей (F_{34}). Критические значения представлены в [10]. Для расчетов использовался эконометрический пакет JMulti⁹. Темным цветом отмечено отвержение нулевых гипотез.

2. Расчеты автора.

⁹ См.: <http://www.jmulti.com>

уровне значимости, но не отвергается на 1% уровне. Как видно на *рисунке 1*, в динамике сезонных разностей наблюдается изменение среднего уровня. Поэтому в дополнение к HEGY-тесту был использован ADF_{GLS} -тест [8], где из анализируемых данных при помощи обобщенного метода наименьших квадратов устраняется средний уровень, после чего они используются для тестирования на единичный корень. Полученные результаты говорят в пользу того, что сезонные разности не являются стационарной величиной (значение ADF_{GLS} -теста равно $-1,76$ при критических значениях, равных $-1,95$ и $-2,60$ для 5% и 1% уровня значимости соответственно).

Таким образом, визуальное представление данных и формальный эконометрический анализ позволяют сделать вывод, что временной ряд реального ВВП является нестационарным и содержит обычный и сезонные единичные корни. Сезонные разности, скорее всего, не делают временной ряд стационарным. Для обеспечения стационарности необходимо также использовать обычные разности. Исходя из полученных результатов, в дальнейшем при осуществлении корректировки на сезонность применялся как автоматический выбор модели $ARIMA(p, d, q)(P, D, Q)$, так и полуавтоматический выбор с фиксацией параметров $d = 1$ и $D = 1$.

Идентификация контаминированных наблюдений и корректировка сезонно сглаженных данных

Использование стандартных методов корректировки на сезонность дает в I квартале 2013 г. темп прироста реального ВВП в годовом исчислении, равный 37%. Если использовать данные за 1995Q1–2013Q1, то такой результат с точностью воспроизводится при использовании сезонного фильтра X-11 без модели ARIMA. Добавление данных за 2013Q2 лишь увеличивает темп прироста реального ВВП в I квартале, который, согласно расчетам, составил 1,091, или

9,1%, а в годовом исчислении – 1,418, или 41,8%, соответственно. Если обратить внимание на динамику фактического реального ВВП (*рисунком 1*), то несложно заметить, что в 2012Q4 и 2013Q1 происходит неожиданное краткосрочное изменение сложившегося за многие годы сезонного паттерна. Именно это изменение оказывает негативное влияние на качество сезонного сглаживания в текущем периоде. Что касается поведения случайного компонента, то он демонстрирует чрезвычайно большие отклонения от своего среднего уровня в 2012Q4 и 2013Q1¹⁰. Таким образом, нехарактерные для исторически сложившегося сезонного паттерна данные за 2012Q4 и 2013Q1 и являются причиной артефакта в корректировке на сезонность реального ВВП. При использовании темпов роста в годовом исчислении проблема многократно усиливается согласно (5б).

В общем случае выбросы, отраженные в случайном компоненте, характеризуют экстраординарные события и, если они имеют соответствующую экономическую интерпретацию, должны быть учтены в данных, скорректированных на сезонность. В случае контаминации данных нам предстоит решить обратную задачу – определить нетипичные наблюдения и исключить их влияние на результаты сезонного сглаживания.

Следует отметить, что в рамках процедуры X-11 и X-12ARIMA наряду с определением сезонного компонента, тренда, случайного компонента и непосредственно сезонно сглаженных данных рассчитывается ряд вспомогательных таблиц. Особый интерес в этом случае представляют данные, которые показывают итоговые веса для случайного компонента. Нормальным наблюдениям присваивается вес, равный 100, а всевозможным выбросам – значения менее 100, вплоть до 0 для самых существенных экстремальных значений. Из этих данных следует, что в анализируемых данных насчитывается одиннадцать таких выбросов, а шести выбросам присваивается нулевой вес. Затем они использу-

ются в другой вспомогательной таблице, которая включает в себя модифицированные сезонно скорректированные данные, представляющие собой сезонно сглаженный временной ряд (D11), в котором значения ряда, имеющие веса случайного компонента, равные нулю, заменены на соответствующие значения тренда (D12). Полученные результаты показывают, что итоговые веса для случайного компонента в 2012Q4 и 2013Q1 равны нулю, то есть являются существенными выбросами.

Указанный метод определения выбросов может быть использован только в рамках метода X-11 и X-12ARIMA. Для решения проблемы с контаминированными данными нужен более общий подход, который бы корреспондировался с указанными выше данными, полученными при помощи X-12ARIMA, и в то же время был бы применим для анализа случайного компонента на экстремальные значения при применении метода корректировки на сезонность TRAMO/SEATS.

Для этой цели предлагается использовать метод сатурации импульсными индикаторными переменными, который позволяет определять структурные сдвиги, выбросы и контаминированные данные. Теория метода сатурации импульсными индикаторными переменными представлена в [14, 16]. Данный метод относится к робастным статистическим методам, он элиминирует возможные контаминации данных и одновременно решает проблему так называемых «тяжелых хвостов» в распределении посредством устранения экстремальных наблюдений. Некоторые практические аспекты применения метода сатурации импульсными индикаторными переменными рассмотрены в работах [6, 12].

Суть данного метода применительно к нашей задаче заключается в следующем. Для случайного компонента (I_t), полученного в результате декомпозиции временного ряда, строится регрессия следующего вида:

$$I_t = \mu + \sum_{s=1}^T \delta_s D_{s,t} + \varepsilon_t, \quad (7)$$

¹⁰ График случайного компонента в статье не приводится. Более подробно см. [4].

где μ – константа; $D_{s,t}$ – импульсная индикаторная переменная, равная 1 для периода и 0 для всех остальных периодов; δ_s – коэффициент при импульсной индикаторной переменной; остатки регрессии $-\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$; $t = 1, \dots, T$.

Как следует из (7), для каждого наблюдения выборки создается импульсная индикаторная переменная, которая принимает значение, равное 1, для отдельно взятого периода времени и значения, равные нулю, для всех остальных периодов. Поскольку количество таких импульсных индикаторных переменных равно количеству наблюдений в выборке плюс константа, то включение их всех в модель не представляется возможным, так как число переменных (индикаторные переменные плюс константа) превышает число наблюдений. Однако они могут быть включены в модель в виде отдельных блоков. Алгоритм *Autometrics* [7], используемый в эконометрической программе *OxMetrics*, осуществляет оптимальное разбиение выборки на любое количество блоков в процессе выбора окончательной модели и позволяет определить статистически значимые импульсные индикаторные переменные. Применение метода сатурации импульсными индикаторными переменными для анализа динамики случайного компонента позволяет на заданном уровне значимости обнаружить и устранить неблагоприятное влияние контаминированных данных.

Поскольку экстремальные значения, находящиеся на большом удалении от текущего периода, не оказывают существенного влияния на результаты сезонного сглаживания, то принимать во внимание следует только наиболее поздние выбросы. Имея такую информацию, можно заменить экстремальные значения случайного компонента константой μ из регрессии (7), которая практически равна единице ($I_{t=iis}^{\mu}$). Тогда, исходя из (5а), сезонно сглаженные данные для контаминированных наблюдений ($Y_{t=iis}^{sa}$) будут равны величине тренда для

соответствующего наблюдения.

$$Y_{t=iis}^{sa} = T_{t=iis} \times I_{t=iis}^{\mu} = T_{t=iis}, \quad (8)$$

где $t = iis$ – наблюдение временного ряда, определенное методом сатурации импульсными индикаторными переменными как экстремальное значение.

Выбор метода корректировки на сезонность

Использование модели ARIMA(p, d, q)(P, D, Q) может существенно улучшить результаты сезонного сглаживания. Как уже отмечалось ранее, возможно использование двух конкурирующих подходов – X-12ARIMA и TRAMO/SEATS, сравнительный анализ которых может быть осуществлен в рамках программного обеспечения X-13ARIMA-SEATS.

Сначала осуществлялось моделирование посредством X-12ARIMA и TRAMO/SEATS в автоматическом режиме. Использовались стандартные спецификации RSA4c в первом случае и RSA4 – во втором. Эти спецификации предполагают автоматическое тестирование модели на логарифмическую трансформацию данных (выбор мультипликативной формы декомпозиции временного ряда), определение наличия эффекта рабочих дней и Пасхи, автоматическое нахождение выбросов (аддитивные выбросы, сдвиги уровня ряда и краткосрочные изменения) и автоматический выбор модели ARIMA(p, d, q)(P, D, Q). Затем осуществлялось тестирование полученных моделей при помощи стандартного набора тестов¹¹. Автоматический выбор в X-13ARIMA-SEATS производится при помощи процедуры, сходной с методом TRAMO, и дает в итоге спецификацию ARIMA(1, 0, 0)(0, 1, 0). В целом такая спецификация как для X-12ARIMA, так и для TRAMO/SEATS имеет удовлетворительную диагностику. Однако в обоих случаях распределение остатков моделей не является нормальным (гипотеза о нормальности отклоняется на 1% уровне значимости за счет существенной асимметрии в распределении

остатков). Данная аномалия является достаточно серьезной, и требуется более подходящая спецификация модели ARIMA.

Полученная в автоматическом режиме спецификация ARIMA предполагает, что сезонные разности обеспечивают стационарность исследуемого ряда. Однако результаты тестов на единичный корень показали, что временной ряд реального ВВП, возможно, становится стационарным только после применения как сезонных, так и обычных разностей. Поэтому на следующем этапе мы зафиксировали значения $d=1$ и $D=1$, приняв предположение, что временной ряд имеет как сезонные единичные корни, так и обычный единичный корень. После этого процедура автоматического выбора модели была повторена. В результате была получена спецификация ARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 0). Это позволило в значительной степени решить проблему асимметрии распределения остатков (гипотеза о нормальности в данном случае не отклоняется на 5% уровне значимости, а показатель асимметрии остатков имеет пороговое значение, близкое к 5% уровню).

Поскольку в нашем случае в основе X-12ARIMA и TRAMO/SEATS лежит одна и та же спецификация модели ARIMA¹², сравнительные диагностические характеристики обоих подходов в целом будут сходными. В этом случае выбор метода сезонного сглаживания реального ВВП был обусловлен следующими обстоятельствами. Во-первых, оценивалась стабильность корректировки на сезонность при помощи показателей, характеризующих историю пересмотра сезонно скорректированных данных по мере добавления новых наблюдений. Чем меньше пересматриваются данные, тем стабильнее используемая модель. Во-вторых, сравнивались случайные компоненты для двух конкурирующих подходов. Здесь предпочтение отдавалось модели, случайный компонент которой имеет наименьшее количество выбросов, требующих корректировки при помощи мето-

¹¹ См.: [11, 17].

¹² Коды спецификаций моделей для X-13ARIMA-SEATS представлены в работе [4].

да сатурации импульсными индикаторными переменными. В-третьих, сравнивались результаты корректировки на сезонность для проблемных кварталов, в частности для 2013Q1. В результате предпочтение отдавалось модели, которая без учета контаминированных наблюдений давала более релевантные результаты.

Анализ результатов корректировки на сезонность реального ВВП при помощи указанных методов показал, что метод TRAMO/SEATS в настоящее время является наиболее оптимальным как с точки зрения общей диагностики модели, так и для использования при наличии экстремальных значений в случайном компоненте и решения проблемы контаминации данных в конце рассматриваемого периода¹³.

Результаты корректировки на сезонность белорусского реального ВВП

Таким образом, для корректировки на сезонность реального

ВВП в Беларуси использовался метод TRAMO/SEATS при спецификации ARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 0). Данная модель имеет хорошие диагностические качества. В процессе автоматического отбора модели не было обнаружено выбросов и других календарных эффектов, непосредственно не связанных с сезонной вариацией. Использование метода сатурации импульсными индикаторными переменными на 1% уровне значимости показывает наличие четырех экстремальных значений, одно из которых приходится на 2013Q1. Согласно предложенному подходу, сезонно сглаженные наблюдения для контаминированных данных заменялись соответствующими значениями тренда. На основе полученных данных рассчитывались темпы роста (прироста) реального ВВП как к предыдущему кварталу, так и в годовом исчислении на основе (3), (4) и (8). В *таблице 2* представлены результаты корректировки на сезонность только для периода

2011Q1–2013Q2, хотя расчеты проводились на полной выборке (1995Q1–2013Q2). Для сравнения показаны темпы прироста реального ВВП, скорректированного на сезонность как без учета контаминированных наблюдений, так и с соответствующей корректировкой. Различающиеся результаты выделены жирным шрифтом.

Полученные темпы прироста для 2013Q1 кардинально отличаются от тех, что были представлены в публикациях Национального банка [3] и МВФ [15]. Без учета контаминации данных темп прироста реального ВВП в 2013Q1 составил 1,55% квартал к кварталу и 6,34% в годовом исчислении. Ситуация еще более существенно изменяется, если внести поправку на экстремальное наблюдение в 2013Q1. В этом случае темп прироста составляет 0,79% квартал к кварталу и 3,21% в годовом исчислении. Темп прироста реального ВВП во II квартале 2013 г., по нашим оценкам, составляет минус 0,51% квартал к кварталу и минус 2,01% в годовом исчислении¹⁴. Полученные результаты вполне корректно отражают сложившуюся экономическую ситуацию, а предложенный подход достаточно эффективно позволяет решить проблему сезонного сглаживания реального ВВП в условиях контаминации данных.

Наглядно результаты корректировки на сезонность реального ВВП можно увидеть на *рисунке 2*. На *графике 1 (рисунок 2)* представлены результаты использования метода сатурации импульсными индикаторными переменными для выявления контаминированных данных. Как видим, применение данного метода на 1% уровне значимости позволяет определить четыре экстремальных наблюдения и в последующем осуществить необходимую корректировку. *График 2 (рисунок 2)* показывает темпы прироста реального ВВП в годовом исчислении с корректировкой на экстремальные значения. На этом графике также представлены темпы прироста тренда в годовом исчислении, которые свидетельствуют о замедлении экономической динамики в

Таблица 2

Сезонно скорректированные темпы прироста реального ВВП, %

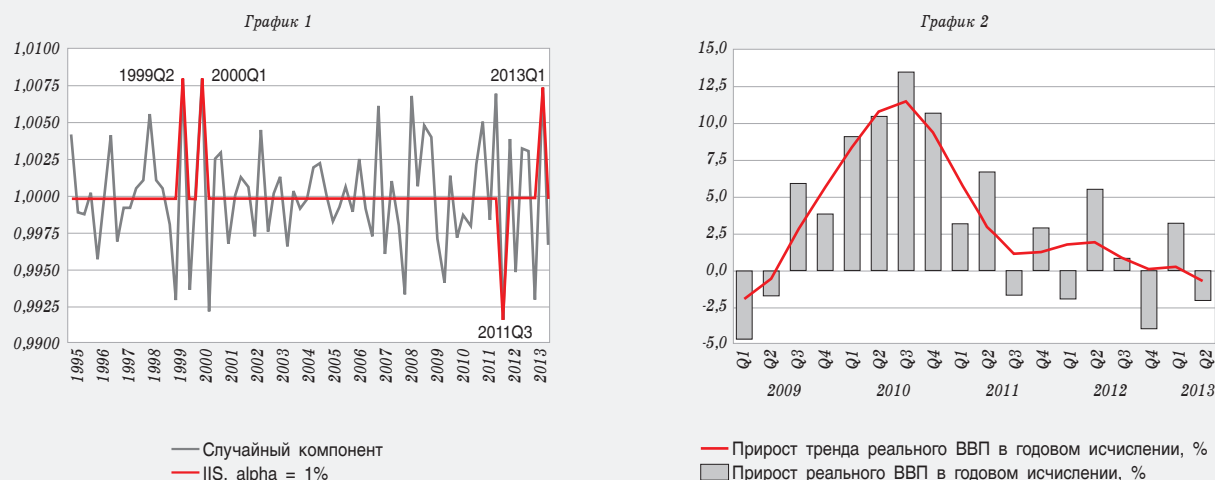
Год/квартал	ARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 0) без корректировки на контаминированные наблюдения		ARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 0) с корректировкой на контаминированные наблюдения	
	квартал к кварталу	в годовом исчислении	квартал к кварталу	в годовом исчислении
2011Q1	0,78	3,18	0,78	3,18
2011Q2	1,63	6,67	1,63	6,67
2011Q3	-1,27	-4,99	-0,41	-1,65
2011Q4	1,59	6,51	1,59	6,51
2012Q1	-0,48	-1,90	-0,48	-1,90
2012Q2	1,35	5,51	1,35	5,51
2012Q3	0,21	0,84	0,21	0,84
2012Q4	-0,99	-3,92	-0,99	-3,92
2013Q1	1,55	6,34	0,79	3,21
2013Q2	-1,25	-4,89	-0,51	-2,01

Примечание. Расчеты автора.

¹³ Более подробно см. [4].

¹⁴ Сезонно скорректированные темпы прироста реального ВВП в годовом исчислении за первое полугодие 2013 г. составили 0,56%.

Корректировка на сезонность реального ВВП при помощи TRAMO/SEATS с поправкой на контаминированные данные



Примечания: 1. Красная линия на первом графике показывает экстремальные значения как отклонения от среднего, равного 1. Кроме того, здесь указаны даты, соответствующие контаминированным наблюдениям. Alpha = 1% представляет собой уровень значимости для метода сатурации импульсными индикаторными переменными (IIS).

2. Расчеты автора.

Рисунок 2

текущем периоде, что вполне согласуется с полученными темпами прироста, скорректированными на сезонность.

Для проверки устойчивости корректировки на сезонность реального ВВП к длине временного ряда применялся метод TRAMO/SEATS к более короткому ряду данных, начинающемуся с 2002Q1. Автоматический выбор модели приводит к такой же спецификации, как и для полной выборки, а именно ARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 0). В целом модель имеет хорошие диагностические характеристики. Метод сатурации импульсными индикаторными переменными позволил обнаружить в случайном компоненте два экстремальных значения на 2,5% уровне значимости (2011Q3 и 2013Q1).

Полученные результаты показывают, что усечение выборки практически не оказывает влияния на темпы прироста реального ВВП, скорректированные на сезонность¹⁵. Следовательно, в данном случае длина анализируемого временного ряда не имеет принципиального значения для

результатов сезонного сглаживания. Полученный вывод говорит о возможности использования достаточно длинных временных рядов для реального ВВП с корректировкой на сезонность. Такие ряды важны для анализа долгосрочных тенденций изменения реального ВВП, а также экономического моделирования и прогнозирования.

* * *

В данной статье показано, что применение стандартных статистических методов приводит к парадоксальным результатам при корректировке на сезонность белорусского реального ВВП в I квартале 2013 г. Предложенный подход позволил выявить контаминированные наблюдения и осуществить корректировку на сезонность реального ВВП, элиминируя влияние этих наблюдений. В результате темп прироста реального ВВП в I квартале 2013 г. составил 0,79% по сравнению с предыдущим кварталом и 3,2% в годовом исчислении. Это кардинально отличается от результатов, полученных перво-

начально Национальным банком Республики Беларусь и МВФ. Данная методология и рекомендации были учтены Национальным банком Республики Беларусь при подготовке уточненных данных о темпах прироста квартального реального ВВП, скорректированного на сезонность, за первое полугодие 2013 г. [2]. Такой подход может быть использован и в других ситуациях, когда корректировка на сезонность в условиях контаминации данных дает результаты, не согласующиеся с реальной экономической ситуацией.

Проведенное исследование позволяет предложить ряд рекомендаций по корректировке на сезонность реального ВВП в Беларуси.

В настоящее время для сезонной корректировки реального ВВП целесообразно использовать метод TRAMO/SEATS в автоматическом режиме. Данный метод позволяет получить модель с хорошими диагностическими характеристиками. Следует также учитывать реальные динамические характеристики данных и их порядок интегрированности. С этой

¹⁵ Соответствующие расчеты представлены в работе [4].

целью на предварительной стадии анализа следует использовать соответствующие эконометрические тесты на единичный корень.

О возможной контаминации данных может свидетельствовать кратковременное изменение сезонного паттерна в динамике реального ВВП, не имеющее явных экономических объяснений. Для выявления экстремальных наблюдений и возможной контаминации данных предлагается анализировать случайный компонент, полученный в результате декомпозиции временного ряда, при помощи метода сатурации импульсными индикаторными переменными. Данный метод позволяет выявлять аномальные наблюдения с высокой точностью. Для этого может быть использован эконометрический пакет *OxMetrics*.

При расчете темпов роста реального ВВП, скорректированного на сезонность, в условиях контаминации данных выявленные экстремальные наблюдения следу-

ет заменить значениями тренда, полученными в результате декомпозиции временного ряда. Это позволяет получить адекватные оценки экономического роста.

Временной период, за который осуществляется корректировка реального ВВП на сезонность, практически не оказывает существенного влияния на результаты сезонного сглаживания. Это позволяет получать качественные временные ряды реального ВВП за достаточно продолжительный период, что имеет большое значение для эконометрического моделирования и прогнозирования.

Следует учитывать, что использование темпов роста реального ВВП с корректировкой на сезонность в годовом исчислении при присутствии контаминированных наблюдений многократно увеличивает ошибку. При возникновении ситуации, аналогичной той, что наблюдалась в I квартале 2013 г., следует либо на время отказаться от публикации данных, скоррек-

тированных на сезонность (предположительно в рамках одного года), либо осуществлять корректировку, предложенную в данной работе.

Наряду с публикацией темпов прироста реального ВВП с корректировкой на сезонность целесообразно давать аналогичные данные о динамике тренда, которые будут показывать среднесрочные тенденции экономического роста.

Желательно, чтобы статистические органы осуществляли корректировку на сезонность основных экономических показателей за достаточно продолжительный период времени. При этом необходимо давать подробную методологию расчетов. Это будет способствовать профессиональному обсуждению полученных результатов и содействовать повышению качества корректировки на сезонность экономических показателей.

* * *

Материал поступил 04.09.2013.

Источники:

1. Национальные счета Республики Беларусь, 2013 // Статистический сборник Национального статистического комитета Республики Беларусь. – Минск, 2013. – 278 с.
2. Основные тенденции в экономике и денежно-кредитной сфере Республики Беларусь // Аналитическое обозрение Национального банка Республики Беларусь за январь – июнь 2013 г. – Минск, 2013. – 142 с.
3. Основные тенденции в экономике и денежно-кредитной сфере Республики Беларусь // Аналитическое обозрение Национального банка Республики Беларусь за январь – март 2013 г. – Минск, 2013. – 142 с.
4. Пелупась, И. Корректировка на сезонность белорусского реального ВВП // Аналитическая записка / Исследовательский центр ИПМ, Немецкая экономическая группа, TN/01/2013 [Электронный ресурс]. – Минск, 2013. – 27 с. – Режим доступа: <http://www.research.by/webroot/delivery/files/tn2013r01.pdf> – Дата доступа: 03.09.2013.
5. Bell, W.R., Hillmer, S.C. Issues involved with the seasonal adjustment of economic time series // *Journal of business and economic statistics*. – 1984. – Vol. 2, № 4. – P. 291–320.
6. Castle, J.L., Doornik, J.A., Hendry, D.F. Model selection when there are multiple breaks // *Journal of econometrics*. – 2012. – Vol. 169, № 2. – P. 239–246.
7. Doornik, J.A. *Autometrics*, J.L. Castle and N. Shephard (eds.) // *The methodology and practice of econometrics*. – Oxford University Press, Oxford, 2009. – P. 88–121.
8. Elliot, G., Rothenberg, T.J., Stock, J.H. Efficient tests for an autoregressive unit root // *Econometrica*. – 1996. – Vol. 64, № 4. – P. 813–836.
9. ESS Guidelines on Seasonal Adjustment // *Eurostat Methodologies and Working Papers, European Commission [Electronic resource]*. – 2009. – P. 813–836. – 40 p. – Mode of access: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/KS-RA-09-006/EN/KS-RA-09-006-EN.PDF – Date of access: 03.09.2013.
10. Franses, P.H., Hobbijn, B. Critical values for unit root tests in seasonal time series // *Journal of applied statistics*. – 1997. – Vol. 24, № 1. – P. 25–48.
11. Grudkowska, S. *Demetra+* // *User Manual, National Bank of Poland [Electronic resource]*. – 2012. – 279 p. – Mode of access: http://www.cros-portal.eu/sites/default/files/Demetra%2B%20User%20Manual%20November%202012_0.pdf – Date of access: 03.09.2013.
12. Hendry, D.F., Mizon, G.E. Econometric modelling of time series with outlying observations // *Journal of time series econometrics*. – 2011. – Vol. 3, № 1. – Article 6.
13. Hylleberg, S., Engle, R.F., Granger, C.W.J., Yoo, B.S. Seasonal integration and cointegration // *Journal of econometrics*. – 1990. – Vol. 44, № 1–2. – P. 215–238.
14. Johansen, S., Nielsen, B. An Analysis of the indicator saturation estimator as a robust regression estimator / J.L. Castle and N. Shephard (eds.) // *The methodology and practice of econometrics*. – Oxford University Press, Oxford, 2009. – P. 1–36.
15. Republic of Belarus: 2013 Article IV Consultation and Fourth Post-Program Monitoring // *Country Report, № 13/159. IMF [Electronic resource]*, 2013. – 36 p. – Mode of access: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/scr/2013/cr13159.pdf> – Date of access: 03.09.2013.
16. Santos, C., Hendry, D.F., Johansen, S. Automatic selection of indicators in a fully saturated regression // *Computational statistics*. – 2008. – Vol. 23, № 2. – P. 317–335.
17. X-13ARIMA-SEATS // *Reference Manual, US Census Bureau*. – Washington, DC [Electronic resource]. – 2013. – 273 p. – Mode of access: <http://www.census.gov/ts/x13as/docX13AS.pdf> – Date of access: 03.09.2013.