

Сезонная корректировка как источник ложных сигналов¹

Бессонов В.А., Петроневич А.В.

Анализ краткосрочных тенденций экономической динамики требует проведения сезонной корректировки временных рядов. На основе одного ряда строят два, один из которых соответствует оценке сезонной составляющей, а второй получается ее удалением из исходного ряда. Результат такой декомпозиции может зависеть от особенностей используемого алгоритма сезонной корректировки. Наибольших проблем следует ожидать в окрестности экономических кризисов, когда многие показатели демонстрируют резкие изменения. В таких условиях алгоритмы сезонной корректировки могут порождать ложные сигналы, искажающие динамику скорректированного ряда.

В работе проанализированы aberrации, возникающие при проведении сезонной корректировки экономических временных рядов в окрестности кризисов. Рассмотрены искажения, обусловленные резкими изменениями уровней временных рядов и их сезонных волн. Показано, что в таких условиях стандартные алгоритмы сезонной корректировки могут порождать ложные сигналы, имеющие характер предвестников кризиса и его вторых и последующих волн. Ложные сигналы рассмотрены как с позиций экономического историка, оперирующего длинными рядами давно устоявшихся данных, так и с позиций аналитика, проводящего мониторинг текущих краткосрочных тенденций.

Показано, что ложные сигналы могут существенно исказить представления экономических агентов о краткосрочных тенденциях, в особенности на протяжении нескольких лет после начала кризиса. Наибольшие проблемы возникают с идентификацией момента окончания спада и с анализом краткосрочных тенденций в первые годы после кульминации кризиса. Может возникнуть «слепая» зона, в пределах которой мониторинг краткосрочных тенденций чрезвычайно затруднен.

¹ Статья написана в рамках проекта, финансируемого Программой фундаментальных исследований НИУ ВШЭ. Авторы признательны Э.Ф. Баранову, В.Е. Гимпельсону, В.А. Губанову, Э.Б. Ершову, М.Ю. Турунцевой и Р.М. Энтову за плодотворные обсуждения и полезные замечания.

Бессонов Владимир Аркадьевич – к.ф.-м.н., заведующий Лабораторией исследования проблем инфляции и экономического роста Экспертного института НИУ ВШЭ. E-mail: bessonov@hse.ru
Петроневич Анна Васильевна – стажер-исследователь Лаборатории исследования проблем инфляции и экономического роста Экспертного института НИУ ВШЭ. E-mail: apetronevich@gmail.com

Статья поступила в Редакцию в сентябре 2013 г.

Проведено сопоставление ложных сигналов, порождаемых наиболее широко используемыми в мире алгоритмами сезонной корректировки X-12-ARIMA и TRAMO/SEATS. Сформулированы рекомендации по уменьшению масштаба ложных сигналов.

Ключевые слова: временной ряд; сезонная корректировка; кризис; мониторинг; краткосрочные тенденции; экономическая статистика; эффект виляния хвостом.

1. Введение

Для принятия оперативных решений экономическими агентами необходим *мониторинг* экономической ситуации, т.е. идентификация текущих краткосрочных тенденций статистических показателей в режиме реального времени по мере поступления новой информации. Такой анализ бывает особенно востребован во время экономических кризисов, скоротечных и чреватых неблагоприятными последствиями. Его результатом является определение периодов роста, снижения и стабилизации показателей, а также идентификация поворотных точек, разделяющих эти периоды. Анализ текущих краткосрочных тенденций необходим, в частности, для того, чтобы понять, закончился ли период резкого спада во время кризиса, начался ли процесс восстановления, протекает ли он постепенно или его прерывает вторая волна спада, и т.п. Но анализ краткосрочных тенденций экономической динамики важен не только для выработки адекватных мер реагирования на развитие кризисной ситуации. Детали протекания экономических кризисов, этих «локомотивов истории», содержат массу ценной информации и для исследователей, заставляя их развивать, а порой и пересматривать теоретические представления. Все это предъявляет высокие требования к качеству идентификации краткосрочных тенденций экономических показателей.

Основным источником информации о краткосрочных тенденциях в экономике являются временные ряды статистических показателей месячной динамики. Однако сопоставление уровней таких рядов обычно не позволяет делать выводы о краткосрочных тенденциях непосредственно, без проведения расчетов. Причина в том, что эти временные ряды содержат *календарные, сезонные и нерегулярные составляющие*, не несущие информации о краткосрочных тенденциях и затрудняющие идентификацию последних. Для анализа краткосрочных тенденций экономической динамики ряды должны быть подвергнуты обработке с целью удаления этих составляющих. Результат такой обработки принято называть *компонентой тренда и конъюнктуры*. Именно она и используется для анализа краткосрочных тенденций².

Таким образом, для анализа краткосрочных тенденций проводят *декомпозицию* экономических временных рядов. По одному наблюдаемому временному ряду восстанавливают четыре ненаблюдаемых, соответствующие календарной, сезонной и нерегулярной составляющим динамики и компоненте тренда и конъюнктуры. Проблема состоит в том, что разложение одного экономического временного ряда на несколько рядов, соответст-

² Описание стандартной техники анализа краткосрочных тенденций приведено, например, в работах [den Butter, Fase, 1991; Gomez, Maravall, 2001; Бессонов, 2003].

вующих составляющим динамики, может быть проведено разными способами. Другими словами, задача декомпозиции экономического временного ряда не является математически корректной. Это обусловлено, в частности, тем, что сезонные волны могут эволюционировать с течением времени, порой достаточно интенсивно. Поэтому нередко возникает неопределенность относительно того, на счет какой составляющей динамики (сезонной, нерегулярной или компоненты тренда и конъюнктуры) следует отнести то или иное изменение уровня исходного ряда.

Особые сложности при проведении декомпозиции возникают вблизи правого края экономического временного ряда (его называют *актуальным концом*), т.е. при мониторинге текущих тенденций. Это связано, в частности, с тем, что в этом случае для проведения декомпозиции может быть использована лишь информация о прошлом, тогда как при декомпозиции для удаленных от краев членов временного ряда бывает доступна информация как о прошлом, так и о будущем. Почти вдвое меньший объем доступной информации приводит к снижению точности оценок составляющих динамики вблизи актуального конца. К тому же статистические данные за последние месяцы зачастую являются предварительными и впоследствии уточняются. Возникающая вследствие этих причин неустойчивость оценок компоненты тренда и конъюнктуры вблизи правого края, способных заметно изменяться при поступлении данных за очередной месяц, получила название *эффекта виляния хвостом*.

Анализ краткосрочных тенденций во время острой фазы экономического кризиса и вскоре после нее усложняется еще сильнее. Кризис сопровождается резкими и значительными изменениями уровней экономических временных рядов, причем могут изменяться все составляющие динамики, а не только компонента тренда и конъюнктуры. В результате могут возникать регулярные искажения сезонно скорректированных показателей, напоминающие предвестники кризиса и его отголоски. Природа этих искажений такова. Во время кризиса показатель за считанные месяцы может значительно измениться. Причиной подобных изменений может быть как изменение компоненты тренда и конъюнктуры, так и сезонность. При этом во время кризиса масштаб и характер сезонности показателя также могут измениться. Как в такой ситуации отличить кризисное изменение от сезонного? На счет какой составляющей динамики (или в каких пропорциях на счет нескольких составляющих) отнести кризисную флуктуацию исходного ряда? Очевидно, что декомпозиция кризисной флуктуации не может быть корректно проведена лишь формальными методами без привлечения дополнительной информации, поскольку встречаются как случаи, когда флуктуацию следует целиком отнести на счет компоненты тренда и конъюнктуры, так и случаи, когда ее целиком следует отнести на счет изменения сезонной составляющей.

Поэтому вероятно ситуация, когда обусловленная кризисом флуктуация исходного ряда исказит оценку сезонной составляющей в окрестности кризиса. Это, в свою очередь, приведет к искажениям сезонной составляющей на протяжении нескольких лет до и после кризиса. Когда такая оценка сезонной составляющей будет удалена из исходного ряда, ее искажения перейдут (в таких случаях говорят *просочатся*) с обратным знаком в сезонно скорректированный ряд, исказив его краткосрочные тенденции в окрестности кризиса. Поскольку алгоритмы сезонной корректировки, обладая свойством адаптации, допускают эволюцию сезонных волн, то вблизи кризиса следует ожидать искажений большего масштаба, а по мере удаления от него искажения будут затухать. Особых сложностей сле-

дует ожидать вблизи актуального конца временного ряда при прохождении острой фазы кризиса и вскоре после нее, когда еще не известны ни глубина и продолжительность кризисного спада, ни характер изменения сезонности показателя в результате кризиса.

При проведении декомпозиции экономических временных рядов, необходимой для анализа краткосрочных тенденций, наибольшие сложности возникают с сезонной корректировкой, т.е. с идентификацией сезонной волны и удалением ее из исходного ряда. Для проведения сезонной корректировки используют специальные алгоритмы, развитие которых имеет более чем столетнюю историю. Даже самые ранние версии таких алгоритмов были весьма сложны и непрозрачны³, а их использование требовало проведения трудоемких расчетов.

Появление компьютеров привело к резкой интенсификации использования методов сезонной корректировки и расширению сферы их применения. Были созданы программные пакеты, реализующие алгоритмы сезонной корректировки⁴. Сообщество специалистов, использующих в своей деятельности сезонную корректировку, разделилось на две неравные группы: единицы «гуру», специализирующихся на развитии алгоритмов и понимающих их тонкости и особенности программной реализации, и огромное количество рядовых пользователей (аналитиков и исследователей), применяющих в своей работе готовые программные пакеты по принципу «черного ящика» и не слишком вникающих в нюансы алгоритмов.

Эволюция алгоритмов и конкуренция между ними привели к тому, что в настоящее время во всем мире подавляющее большинство специалистов используют алгоритмы сезонной корректировки, принадлежащие к одному из двух семейств: X-12-ARIMA [Findley et al., 1998] и TRAMO/SEATS [Gomez, Maravall, 1996, 2001]. Общеизвестно, что результаты практического применения этих алгоритмов, как правило, различаются незначительно (см., например: [Fischer, 1995; Hood et al., 2000]).

Оба алгоритма реализованы в широко распространенных эконометрических пакетах, таких как EViews, SPSS, SAS, Gauss, Gretl, R (через библиотеку Gretl). Сезонная корректировка методом X-12-ARIMA доступна в пакете Mathematica, а также в менее распространенных пакетах PcGive Professional, Ox и STAMP. Существуют пакеты, созданные исключительно для проведения сезонной корректировки – это пакет Demetra (для алгоритмов TRAMO/SEATS и X-12-ARIMA), разработанный Евростатом и Национальным банком Бельгии, и пакет X-12-ARIMA (только для одноименного алгоритма), созданный в Бюро переписей США. Проведение сезонной корректировки с использованием этих пакетов не требует от пользователя специальных знаний, все сводится к указанию значений параметров или просто к использованию значений, заданных по умолчанию.

Поскольку стандартные алгоритмы используются во всем мире исключительно широко (весь мир «смотрит» на краткосрочные тенденции через одинаковые «очки»), то их

³ Описание ранних алгоритмов сезонной корректировки приведено, например, в работах [Персонс, 1927; Бобров, 1930; Конюс, 1933; den Butter, Fase, 1991; Fischer, 1995]. История развития методов сезонной корректировки также отражена в исследованиях [Kuiper, 1978; Pierce, 1980; Bell, Hillmer, 1984; Ladiray, Quenneville, 2001; Gomez, Maravall, 2001]. Современные проблемы обсуждаются в работе [Bell, Holan, McElroy, 2012].

⁴ Пионером в данной области был Дж. Шискин из Бюро переписей США, ранняя история программ сезонной корректировки описана в работах [Shiskin et al., 1967; Bell, Hillmer, 1984].

особенности способны существенно влиять на наши представления об экономических тенденциях. В частности, если такие алгоритмы способны порождать ложные сигналы, подобные описанным выше, то представления об экономической ситуации могут быть повсеместно одинаково искажены, что может вести к принятию неверных решений экономическими агентами, а также исказить результаты исследований.

Целью данной работы является попытка разобраться в том, не порождают ли стандартные алгоритмы сезонной корректировки, используемые статистическими службами, аналитиками и исследователями во всем мире, ложные сигналы в окрестности резких изменений экономических показателей, характерных для экономических кризисов и, в частности, для начавшегося в России в 2008 г. кризиса. В работе затрагиваются только проблемы декомпозиции, связанные с разделением сезонной составляющей и компоненты тренда и конъюнктуры в процессе проведения сезонной корректировки. Вопросы, связанные с календарной корректировкой и с выделением нерегулярной составляющей динамики, не рассматриваются.

Структура работы такова. Сначала анализ aberrаций методов сезонной корректировки проводится на искусственно сконструированных временных рядах, которые моделируют флуктуации экономических показателей, характерные для последнего кризиса. Использование искусственных рядов дает возможность анализировать aberrации в «чистом» виде, без наложения искажений, порождаемых разными причинами, и без возникновения обсуждавшихся выше неопределенностей результатов декомпозиции, неизбежных для реальных данных. В разделе 2 проанализированы aberrации, возникающие вдали от краев временного ряда, т.е. так, как они проявляются при исторической реконструкции краткосрочных тенденций в окрестности кризиса по прошествии многих лет после его окончания. Показано, что эти aberrации имеют характер ложных предвестников кризиса и его ложных вторых и последующих волн. По аналогии с терминологией, используемой для описания землетрясений, будем называть их фиктивными *форшоками* и *афтершоками*⁵.

В разделе 3 аналогичные aberrации проанализированы вблизи правого края временных рядов, т.е. так, как они проявляются при мониторинге текущей ситуации в режиме реального времени. В этом случае масштаб фиктивных афтершоков увеличивается примерно в два раза, причем наиболее сильные искажения наблюдаются через два года после кульминации кризиса. Показано, что масштаб ложных сигналов может быть достаточно велик для того, чтобы влиять на содержательную интерпретацию краткосрочных тенденций в окрестности кризиса.

В разделе 4 искажения, возникающие при проведении сезонной корректировки, проанализированы на реальных российских данных в окрестности начавшегося в 2008 г. кризиса. Показано, что стандартные алгоритмы сезонной корректировки могут порождать ложные сигналы, способные существенно исказить оценки краткосрочных тенденций. Наибольшие проблемы возникают с идентификацией момента окончания спада и с анализом краткосрочных тенденций в первые годы после завершения резкого спада. В частности, искажения могут заметно сдвигать поворотные точки и порождать фиктивные вторую и третью волны спада.

⁵ Термином «форшок» обозначают сравнительно слабые сейсмические толчки, предшествующие главному удару землетрясения, т.е. его предвестники. Афтершоками называют следующие за главным ударом землетрясения повторные толчки постепенно убывающей амплитуды, т.е. его отголоски. Подробнее см., например: [Арманд и др., 1999].

Анализ проведен для трех алгоритмов: X-11, X-12-ARIMA и TRAMO/SEATS. Использование метода X-11 [Shiskin et al., 1967] имеет давнюю историю. Он является «прародителем» более современного и наиболее широко применяемого метода X-12-ARIMA. Результаты для всех трех алгоритмов оказались близкими, различия проявляются лишь в деталях. Поэтому ниже основная часть результатов приведена для алгоритма X-11, а применительно к двум другим алгоритмам обсуждаются лишь отличия. Этому посвящен раздел 5.

Полученные результаты обсуждаются в разделе 6. Там же сформулированы рекомендации по уменьшению масштаба ложных сигналов.

2. Ложные сигналы при исторической реконструкции краткосрочных тенденций

Существуют по крайней мере две задачи анализа краткосрочных тенденций экономической динамики. *Задача исторической реконструкции* краткосрочных тенденций ориентирована на анализ тенденций в прошлом, без особого упора на текущих тенденциях, т.е. на тенденциях последнего времени. Она формирует взгляд экономического историка на тенденции давно прошедшего времени. При ее решении исследователь оперирует длинными рядами устоявшихся данных. Особенности декомпозиции вблизи начала и конца ряда, т.е. краевые эффекты, не играют особой роли при решении этой задачи. Не требует она и оперативности. *Задача мониторинга*, напротив, предполагает анализ текущих краткосрочных тенденций в режиме реального времени. Она формирует взгляд аналитика на тенденции самых последних месяцев, для которых доступны статистические данные. При ее решении исследователь оперирует данными вблизи правого края временного ряда, которые каждый месяц пополняются очередным значением, а предварительные оценки могут уточняться. Краевые эффекты проявляются здесь в полной мере, снижая точность оценок и приводя к их ежемесячному пересмотру. Требование оперативности вынуждает использовать предварительные оценки показателей.

В этом разделе проанализируем ложные сигналы, которые могут возникать в окрестности кризиса при проведении сезонной корректировки через много лет после его окончания, т.е. проведем анализ с позиций экономического историка. Анализ ложных сигналов, возникающих при решении более сложной задачи мониторинга текущих тенденций в окрестности кризиса, проведен в следующем разделе.

Сначала искажения, возникающие при проведении сезонной корректировки, проанализируем на искусственных временных рядах. Это позволит исследовать более широкий спектр возможных ситуаций, чем допускает использование реальных данных. Помимо этого, искусственные ряды могут быть сконструированы так, чтобы не возникало неопределенностей при их декомпозиции. Если искусственный ряд построен как совокупность уже известных составляющих динамики, то сопоставление их с полученными в результате проведения декомпозиции оценками составляющих динамики позволяет делать выводы о точности последних.

Поскольку в рамках данной работы не рассматриваются вопросы календарной корректировки и выделения нерегулярной составляющей, будем использовать искусственные ряды, не содержащие этих составляющих. Будем рассматривать декомпозицию таких рядов лишь на две составляющие – сезонную и компоненту тренда и конъюнктуры.

Для анализа просачивания кризисной флуктуации в сезонную составляющую, а из нее – в оценку компоненты тренда и конъюнктуры, будем использовать ряды, у которых отсутствует сезонная составляющая и которые состоят, таким образом, лишь из компоненты тренда и конъюнктуры. Если бы существовал идеальный метод сезонной корректировки, то результат его применения к такому ряду совпадал бы с исходным рядом. Если же сезонно скорректированный ряд не совпадает с исходным, т.е. если у несезонного ряда в результате проведения сезонной корректировки появляются сезонные изменения, то это может быть вызвано лишь искажениями метода, его абберрациями. Заметим, что добавление к исходному ряду произвольной неизменной аддитивной сезонной волны никак не влияет на результаты анализа, поскольку такие волны полностью удаляются любым алгоритмом сезонной корректировки. Использование рядов, не содержащих сезонной волны, делает результаты анализа более наглядными, не ограничивая его общности.

Рассмотрим ряды с флуктуациями двух типов – «пик» и «ступень» – на фоне неизменных уровней ряда. Пусть время измеряется месяцами. Зададим ряд с флуктуацией типа «пик» так, чтобы его уровни были равны нулю всюду, за исключением окрестности месяца, когда уровень достигает своего максимума, равного единице, и линейно снижаются до нуля за l месяцев по мере удаления от максимума в обе стороны. Параметр $l > 0$ задает ширину пика – число ненулевых уровней временного ряда равно $2l - 1$. При $l = 1$ все уровни ряда равны нулю, за исключением соответствующего максимума, который равен единице. При $l = 2$ все уровни ряда равны нулю, за исключением трех: равного единице для максимума и $1/2$ для соседних с ним месяцев, и так далее.

Без ограничения общности достаточно рассмотреть лишь аддитивную модель сезонной корректировки, поскольку мультипликативная модель может быть сведена к аддитивной логарифмированием. В силу линейности оператора сезонной корректировки достаточно проанализировать лишь абберрации, порождаемые пиком единичной высоты. По этой же причине добавление к исходному ряду произвольного линейного тренда не влияет на абберрации метода сезонной корректировки.

При $l = 1$ флуктуация типа «пик» представляет собой обычный информативный выброс. При других l такая флуктуация представляет собой период линейного роста показателя, за которым следует симметричный период спада. Поскольку знак флуктуации не играет роли, то это же можно интерпретировать и как спад показателя, за которым следует восстановление его уровня. Такая v -образная динамика типична для многих российских экономических показателей во время кризиса 2008 г.

На рис. 1 приведены результаты расчетов для длинных временных рядов (охватывающих 10 лет до кульминации кризиса и столько же после нее) с флуктуациями типа «пик» разной ширины. Кульминации флуктуации соответствует месяц 1 года 0. Для удобства сопоставления графики для разных значений l приведены в одинаковом масштабе. На графиках сплошной линией без маркеров показан исходный ряд, а пунктирной линией с маркерами – результат его сезонной корректировки. На этом и других графиках числа на оси времени обозначают начало соответствующего календарного года. Ряды имеют достаточную длину для того, чтобы краевые эффекты сезонной корректировки отсутствовали. Поэтому для целей анализа ложных сигналов длину использованных рядов можно считать бесконечной.

Несовпадение сезонно скорректированных рядов с исходными свидетельствует о наличии искажений метода сезонной корректировки. Эти искажения имеют характер фик-

тивных фор- и афтершоков, т.е. ложных предвестников флуктуации и ее мнимых вторых и последующих волн. Для периодов времени, удаленных на много лет (скажем, более чем на пять) от флуктуации в прошлое или в будущее, искажения практически не заметны. Но по мере приближения к флуктуации масштаб ложных сигналов возрастает. Естественно ожидать симметрии искажений относительно месяца, соответствующего кульминации флуктуации. Приведенные на рис. 1 результаты показывают, что имеются лишь незначительные нарушения симметрии, которые едва ли способны оказывать влияние на содержательные трактовки.

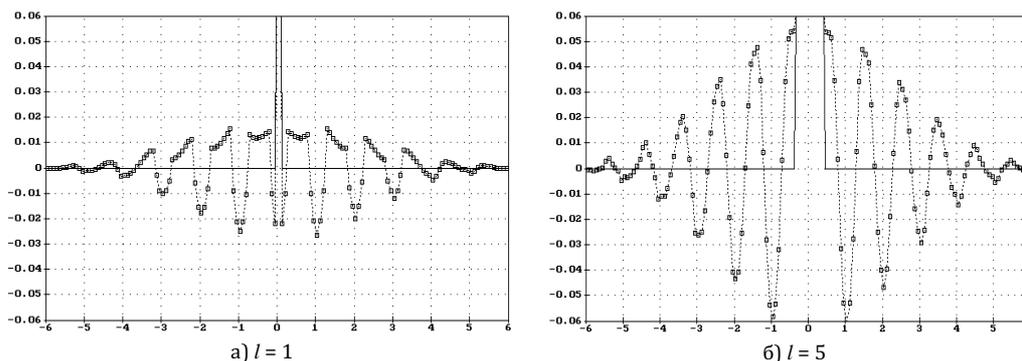


Рис. 1. Фиктивные фор- и афтершоки для удаленной от краев флуктуации типа «пик».
Линия – исходный ряд, маркеры – сезонно скорректированный ряд

Масштаб aberrаций зависит от ширины флуктуации. С ростом l масштаб искажений сначала нарастает, достигая своего максимума при $l = 5$ (в этом случае он составляет около 6% от масштаба флуктуации, см. рис. 1б), затем снижается почти до нуля при $l = 12$, затем снова возрастает, снова снижается и т.д., в целом убывая до нуля с ростом l (рис. 2). Причина почти полного исчезновения aberrаций при l , кратных 12, состоит в том, что для этих l фазам подъема и спада соответствует целое число лет, т.е. полных сезонных циклов. Заметим, что во время кризиса 2008 г. многие российские индикаторы демонстрировали v -образную динамику с параметром l , близким к пяти.

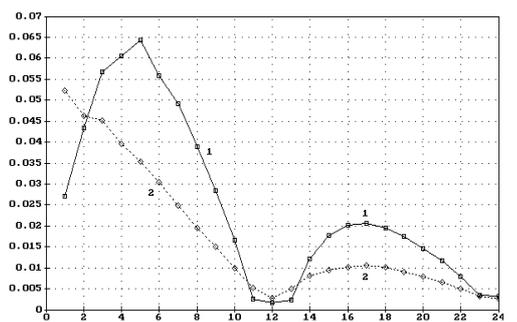


Рис. 2. Зависимость масштаба aberrаций метода сезонной корректировки от ширины флуктуаций: 1 – флуктуации типа «пик»; 2 – флуктуации типа «ступень»

Временной ряд с флуктуацией типа «ступень» определим так, чтобы его уровни были равны нулю всюду до начала флуктуации, затем за l месяцев они линейно возрастали, достигая единицы, после чего оставались неизменными. Параметр $l > 0$ задает ширину сопрягающего участка ступеньки – число месяцев, за которые уровень ряда меняется от нуля до единицы. При $l = 1$ имеем обычную ступеньку, т.е. сдвиг уровня временного ряда. При увеличении l наклон сопрягающего участка ступеньки уменьшается. Эту флуктуацию можно трактовать как рост или снижение уровня показателя на протяжении нескольких месяцев. Последняя ситуация (z-образная динамика) типична для многих российских показателей во время кризиса 2008 г.

На рис. 3 приведены результаты расчетов для временных рядов бесконечной длины с флуктуациями типа «ступень» разной ширины. Завершению флуктуации соответствует месяц 1 года 0. Графики приведены в одинаковом масштабе. На графиках показана лишь окрестность завершения флуктуации.

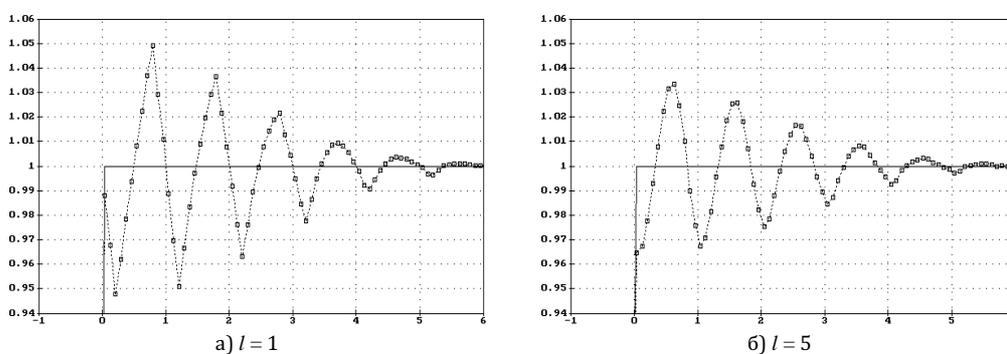


Рис. 3. Фиктивные афтершоки для удаленной от краев флуктуации типа «ступень». Линия – исходный ряд; маркеры – сезонно скорректированный ряд

Здесь, как и для флуктуации типа «пик», имеет место несовпадение сезонно скорректированных рядов с исходными, что свидетельствует о наличии искажений метода сезонной корректировки. Эти искажения также имеют характер фор- и афтершоков. На рис. 3 показаны лишь фиктивные афтершоки. В отличие от флуктуаций типа «пик», для флуктуаций типа «ступень» искажения практически симметричны относительно центра сопрягающего участка ступеньки: афтершоку одного знака соответствует форшок другого знака.

Масштаб аберраций и здесь зависит от ширины флуктуации. Максимальные искажения возникают при минимальной ширине ступеньки, т.е. при $l = 1$. Затем они постепенно убывают, почти исчезая при $l = 12$, затем снова несколько возрастают, снова убывают и т.д. (рис. 2). Максимальный масштаб аберраций для данного типа флуктуаций составляет примерно 5% от величины ступеньки (рис. 3а).

С точки зрения содержательной интерпретации краткосрочных тенденций представляются наиболее важными две особенности аберраций. Во-первых, «размываются» основания пика и края ступеньки. Это означает, что поворотная точка, соответствующая окончанию резкого спада, по сезонно скорректированным данным будет идентифицирована на несколько месяцев позднее фактического прекращения спада. Так, при $l = 5$, что примерно соответствует российским реалиям во время кризиса 2008 г., нижняя точка спада

будет идентифицирована на 6 (!) месяцев позднее его фактического окончания (рис. 1б и рис. 3б). Поворотная точка, соответствующая началу спада, напротив, будет смещена в прошлое. Это будет провоцировать содержательные трактовки, в соответствии с которыми спад будет считаться начавшимся на полгода раньше его фактического начала, а его продолжительность будет считаться на год больше фактической. Во-вторых, через некоторое время после завершения реального спада результаты сезонной корректировки покажут его фиктивную вторую волну, хотя и значительно меньшей амплитуды, затем третью и т.д. До начала резкого спада аналитики обнаружат его фиктивные предвестники.

Возникает естественный вопрос: является ли обсуждаемый эффект следствием недостатков использованного алгоритма сезонной корректировки и в принципе может быть устранен, или в его основе лежат фундаментальные причины, делающие его устранение принципиально невозможным, по крайней мере в рамках некоторого класса алгоритмов? Справедливо второе. Данный эффект родственен явлению Гиббса (см., например: [Мандельштам, 1972; Хемминг, 1980]), которое обусловлено неравномерной сходимостью ряда Фурье в точках разрыва аппроксимируемой функции. Явление Гиббса состоит в том, что с ростом числа членов разложения в ряд Фурье их сумма хорошо аппроксимирует разрывную функцию везде, кроме окрестностей точек разрыва. В окрестности же ступенчатого разрыва (например, рассмотренного выше при $l = 1$) сумма конечного числа членов разложения образует волнообразные искажения, весьма напоминающие изображенные на рис. 3б, которые затухают по мере удаления от точки разрыва. При этом увеличение числа членов разложения в ряд Фурье не приводит к уменьшению амплитуды ближайших к точке разрыва волнообразных искажений, они лишь все больше сгущаются и сжимаются к точке разрыва.

Говорить о родстве явления Гиббса и обсуждаемого эффекта возникновения аберраций при проведении сезонной корректировки позволяет принадлежность используемого метода декомпозиции к классу методов линейной фильтрации. Оставаясь в рамках этого класса алгоритмов, избавиться от явления Гиббса невозможно. На практике для этого алгоритмы сезонной корректировки дополняют процедурами поиска выбросов и сдвигов уровня (см., например: [Thury, Wuger, 1992; Buono, 2004]). В отдельных случаях это позволяет устранить эффект, но не решает проблемы в общем случае и, в особенности, в окрестности актуального конца временного ряда. К обсуждению этого вопроса мы вернемся в разделе 6.

Вторым источником искажений оценки компоненты тренда и конъюнктуры в окрестности кризиса может быть резкое изменение масштаба и/или формы сезонных волн. Во время кризиса экономика претерпевает изменения, что приводит к частичной утрате сопоставимости описывающих ее показателей. Для компоненты тренда и конъюнктуры это может выражаться в наличии резких изменений уровня, влияние которых на результаты сезонной корректировки рассмотрено выше. Для сезонной составляющей это может проявляться в резком изменении сезонных волн⁶. Одной из причин такого изменения сезонности временного ряда агрегированного показателя может являться разное влияние кризиса на его составляющие. Так, показатели менее высокого уровня, агрегированием которых получен показатель более высокого уровня, обычно имеют различающиеся сезон-

⁶ Примеры резких изменений сезонных волн в российской экономике рассмотрены в работе [Бессонов, 2003].

ные составляющие. Если эти показатели в разной мере изменились в результате кризиса, то сезонные колебания агрегированного показателя могут измениться даже и в том случае, если сезонные составляющие показателей менее высокого уровня не претерпели изменений. Для кризисов же бывает характерно резкое изменение пропорций между показателями (подробнее см.: [Бессонов, 2005]).

Для анализа искажений оценок компоненты тренда и конъюнктуры, порождаемых изменением сезонной волны, будем использовать ряды, у которых отсутствуют календарная и нерегулярная составляющие динамики, а уровни компоненты тренда и конъюнктуры неизменны. Таким образом, эти ряды состоят лишь из сезонной компоненты, претерпевающей резкое изменение во время кризиса. Идеальный метод сезонной корректировки давал бы сезонно скорректированные ряды с неизменными уровнями. Если же уровни изменяются со временем, то это может быть обусловлено лишь просачиванием сезонной волны в оценку компоненты тренда и конъюнктуры.

Будем использовать такие ряды, которые имеют неизменную сезонную волну до кульминации кризиса, скачкообразно изменяющуюся во время кризиса и остающуюся неизменной после него. В силу линейности оператора сезонной корректировки добавление к исходному ряду произвольной неизменной сезонной волны не влияет на результаты сезонной корректировки. Поэтому для анализа aberrаций достаточно рассмотреть лишь ряды, уровни которых равны нулю всюду до месяца кульминации кризиса включительно и которые демонстрируют сезонные колебания единичной амплитуды после этого. В этом случае сезонные колебания после кульминации кризиса интерпретируются как изменение сезонности в результате кризиса.

На рис. 4 приведены результаты расчетов для временного ряда бесконечной длины с равными нулю уровнями до кульминации кризиса и синусоидальной сезонной волной единичной амплитуды с периодом в 12 месяцев после этого. Скачкообразному изменению сезонности соответствует месяц 1 года 0.

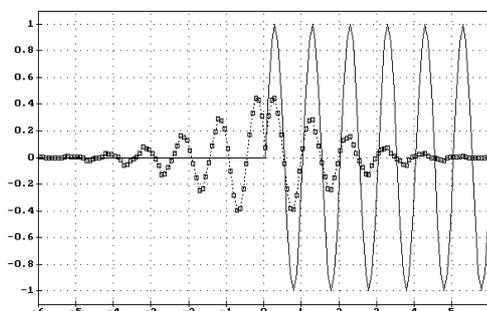


Рис. 4. Фиктивные фор- и афтершоки для удаленного от краев изменения сезонной волны.
Линия – исходный ряд; маркеры – сезонно скорректированный ряд

Скачкообразное изменение сезонности порождает aberrации, которые также имеют характер фиктивных фор- и афтершоков. Эти искажения практически симметричны относительно момента резкого изменения сезонности. В окрестности этого момента aberrации достигают примерно 40% от изменения амплитуды сезонной волны и постепенно затухают по мере удаления от него в прошлое и в будущее.

Более резкое изменение сезонности заметно не меняет картины. Амплитуда аббераций составляет в первом приближении половину изменения сезонной волны, что представляется естественным из соображений симметрии.

Таким образом, как резкое изменение уровня временного ряда во время кризиса, так и изменение его сезонной волны при проведении сезонной корректировки способны порождать ложные сигналы. Подобно эху эти сигналы распространяются вдоль временного ряда в прошлое и в будущее, постепенно затухая. Экономическому историку, исследующему краткосрочные тенденции в окрестности давно завершившегося кризиса, открыто как прошлое, так и будущее. Поэтому применительно к задаче сезонной корректировки время обратимо, в силу чего имеет место симметрия между фор- и афтершоками.

3. Ложные сигналы при мониторинге текущих тенденций

Выше рассмотрены ложные сигналы, возникающие в окрестности кризиса при проведении сезонной корректировки через много лет после его окончания. В данном разделе рассмотрим ложные сигналы, возникающие при мониторинге текущих тенденций в окрестности кризиса. При анализе текущих тенденций в режиме реального времени каждый месяц на правом краю каждого временного ряда добавляется по одному члену и будущая динамика показателей еще не известна. По этой причине точность идентификации краткосрочных тенденций вблизи актуального конца временного ряда заметно ниже, чем в его внутренних точках, удаленных от краев. Естественным образом ожидать, что масштаб аббераций метода сезонной корректировки при прохождении возмущения временного ряда в окрестности кризиса в режиме реального времени будет значительно больше.

Результаты расчетов для флуктуаций типа «пик» и «ступень» вблизи правого края временных рядов приведены на рис. 5, 6. На каждом графике показаны результаты для пяти временных рядов, заканчивающихся через $\tau = 12, 24, 36, 48$ и 60 месяцев после кульминации флуктуации типа «пик» и после окончания флуктуации типа «ступень».

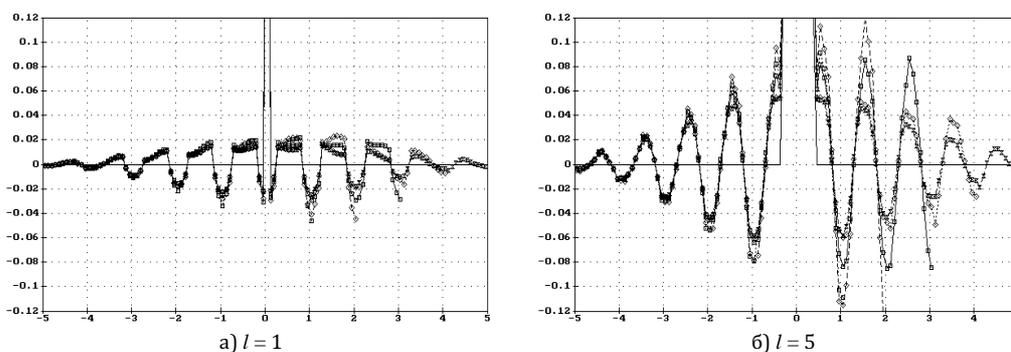


Рис. 5. Фиктивные фор- и афтершоки для флуктуации типа «пик» вблизи правого края временных рядов ($\tau = 12, 24, 36, 48$ и 60 месяцев). Линия – исходный ряд; маркеры – сезонно скорректированные ряды

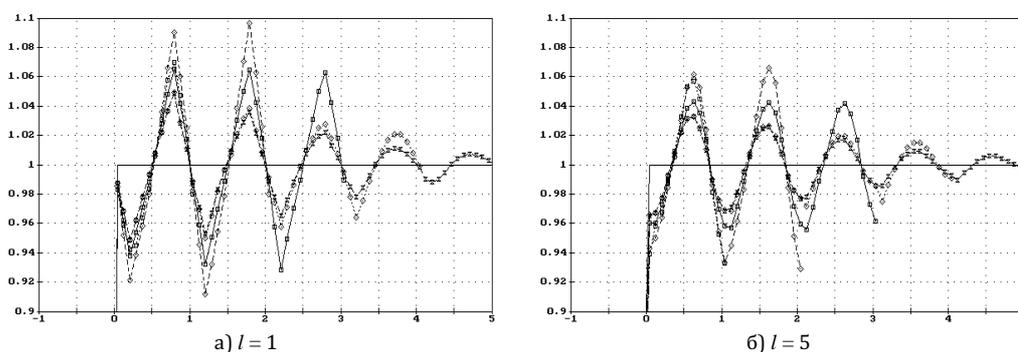


Рис. 6. Фиктивные афтершоки для флуктуации типа «ступень» вблизи правого края временных рядов ($\tau = 12, 24, 36, 48$ и 60 месяцев). Линия – исходный ряд; маркеры – сезонно скорректированные ряды

Симметрия между фор- и афтершоками нарушается, что вполне естественно. Масштаб афтершоков увеличивается примерно вдвое по сравнению с афтершоками флуктуаций, удаленных от краев временных рядов (ср. рис. 1 с рис. 5 и рис. 3 с рис. 6). Это означает, что в режиме реального времени аберрации метода сезонной корректировки оказывают гораздо большее искажающее влияние на оценки краткосрочных тенденций.

Как и для флуктуаций, удаленных от краев, наблюдается «размывание» оснований пика и краев ступеньки. В результате поворотные точки будут идентифицированы примерно с полугодовым смещением. С практической точки зрения весьма важно то, что в режиме реального времени затухание фиктивных афтершоков по мере удаления от флуктуации происходит значительно медленнее. Так, по прошествии двух лет после кризиса ($\tau = 24$) масштаб второго фиктивного афтершока все еще превышает масштаб первого афтершока.

По мере добавления новых членов ряда после окончания кризиса, т.е. с увеличением τ , результаты расчетов все больше приближаются к результатам расчетов для внутренних точек ряда. В последнем случае можно считать, что $\tau = \infty$.

Приведенные на рис. 5, 6 результаты показывают наличие значительного эффекта влияния хвостом. По мере поступления новых данных оценки краткосрочных тенденций последних месяцев значительно изменяются, т.е. демонстрируют неустойчивость. Наличие значительного эффекта влияния хвостом в окрестности острой фазы кризиса приводит к тому, что окончательные представления о краткосрочных тенденциях формируются с лагом в несколько месяцев, причем они могут существенно отличаться от предварительных.

С увеличением τ , т.е. по мере добавления новых членов временного ряда, положение во времени пиков и впадин фиктивных фор- и афтершоков не изменяется. Происходит лишь некоторое изменение масштаба аберраций. Это означает, что, сравнивая месяц за месяцем последовательность все более длинных сезонно скорректированных рядов одного и того же показателя, выявить факт искажений и их характер практически невозможно. Для того чтобы установить, что те или иные изменения уровня сезонно скорректированного ряда не обусловлены содержательно, а являются лишь следствием аберраций методов, т.е. фиктивными, ложными, необходимо сопоставить искаженную оценку

сезонно скорректированного ряда с неискаженной. Но при анализе реальных данных, в отличие от искусственных рядов, сконструированных из заранее известных составляющих динамики, последние не бывают доступны. Доступны лишь результаты работы конкретного алгоритма сезонной корректировки, т.е. последовательность искаженных оценок. Имеется возможность сопоставлять лишь разные искаженные оценки друг с другом, но все они имеют весьма похожие aberrации, различающиеся лишь масштабом, но не фазой. При этом различия масштаба aberrаций соседних оценок (при увеличении τ на единицу), как показывают приведенные на рис. 5, 6 результаты, незначительны, за исключением окрестности актуального конца, в которой наблюдается заметный эффект влияния хвостом. Это означает, что при анализе текущих тенденций во время кризиса для последних месяцев следует ожидать неопределенности, вызванной эффектом влияния хвостом, а для предшествующих месяцев – консенсуса неверных суждений.

Приведенные примеры показывают, что масштаб фиктивных афтершоков, обусловленных явлением Гиббса, может превышать 10% от величины кризисной флуктуации (рис. 5б). Много это или мало? Способно ли это влиять на интерпретацию краткосрочных тенденций экономической динамики? Для ответа на этот вопрос проанализируем искажения на искусственных рядах, динамика которых близка к динамике российских экономических показателей в окрестности кризиса 2008 г. Необходимость проведения такого анализа именно на искусственных рядах обусловлено тем, что только в этом случае нам известна истинная, неискаженная компонента тренда и конъюнктуры.

Пусть искусственные ряды имеют долгосрочный линейный тренд, уровень которого в окрестности кризиса равен 10 единицам, а спад – 1 единице, т.е. показатель снизился примерно на 10%, что по порядку величины является типичным для последнего кризиса. Пусть долгосрочный тренд растет на 0,5 единицы за год, т.е. примерно на 5%, что соответствует российским реалиям последних лет. На рис. 7 показаны два таких искусственных ряда для флуктуаций типа «пик» и «ступень», т.е. для v-образного и z-образного сценариев прохождения кризиса. Там же показаны и результаты проведения сезонной корректировки.

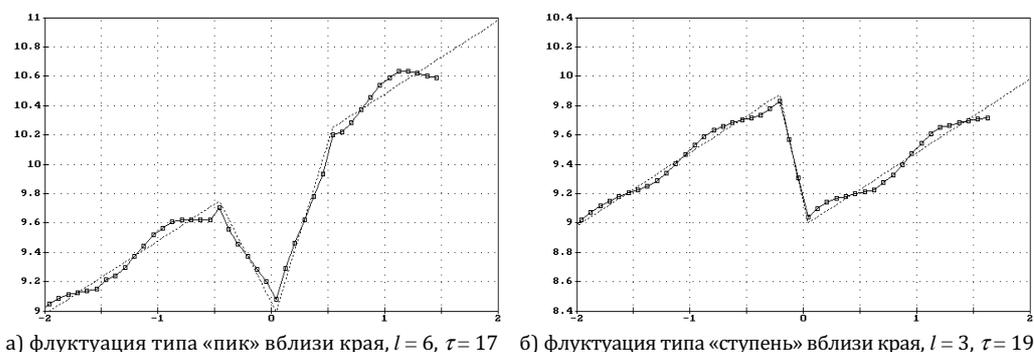


Рис. 7. Иллюстрация влияния фиктивных фор- и афтершоков на идентификацию краткосрочных тенденций.
Линия – исходный ряд; маркеры – сезонно скорректированный ряд

Результаты сезонной корректировки показывают, что для флуктуации типа «пик», т.е. для v-образного сценария, интенсивный восстановительный подъем якобы продолжается на полгода дольше и до значительно более высокого уровня, чем на самом деле (рис. 7а). После этого он сменяется фиктивной второй волной спада. Полгода, предшествующие началу кризиса, демонстрируют резкое замедление подъема, почти полное его прекращение, что обусловлено фиктивным форшоком. Это замедление, в свою очередь, произошло после заметной интенсификации роста показателя, которое можно интерпретировать как перегрев экономики, предшествующий кризису. Поэтому, интерпретируя приведенные на рис. 7а результаты, сложно не поддаваться искушению заявить, что кризисные явления начали проявляться в экономике уже за полгода до начала резкого спада. Это влечет за собой вывод: кризис вызван не столько внешними причинами, сколько давно назревшими проблемами отечественной экономики, а внешние шоки лишь усугубили ситуацию. Восстановление же сменилось новым спадом (или хотя бы стагнацией) в силу того, что во время кризиса проводилась неэффективная экономическая политика, которая не устранила причин, вызвавших кризис.

Для флуктуации типа «ступень», т.е. для z-образного сценария, ситуация похожая, хотя абerrации выражены в несколько меньшей степени (рис. 7б). Вместе с тем ложные трактовки развития экономической ситуации напрашиваются и в этом случае.

Таким образом, ложные сигналы, возникающие при проведении сезонной корректировки в окрестности кризиса, способны влиять на содержательную интерпретацию краткосрочных тенденций. Это, в свою очередь, может исказить представления о причинах кризиса, об эффективности антикризисных мер и т.п. Вместе с тем масштаб абerrаций не настолько велик, чтобы факт наличия искажений стал очевиден, т.е. чтобы вывести искаженные тенденции за границы разумного. Именно искажения, существенные для содержательных трактовок, но не выходящие за рамки правдоподобности, и представляются наиболее опасными. Правдоподобность ложных сигналов чрезвычайно затрудняет их обнаружение.

На рис. 8 вблизи правого края временного ряда показаны фиктивные фор- и афтершоки, порождаемые вторым источником искажений компоненты тренда и конъюнктуры – резким изменением сезонной волны. Для временных рядов, заканчивающихся вскоре после кризиса (через малое число месяцев τ), изменение сезонности почти целиком просачивается в сезонно скорректированный ряд, искажая его. Таким образом, при малых τ наблюдаются очень большие фиктивные афтершоки, но фиктивные форшоки при этом невелики. По мере увеличения τ масштаб афтершоков в окрестности кризиса постепенно уменьшается, а форшоков – увеличивается, вплоть до достижения симметрии между ними при $\tau = \infty$. Амплитуда афтершоков при малых τ почти в два раза выше, чем при $\tau = \infty$.

Масштаб сезонных колебаний обычно составляет от нескольких процентов от среднего уровня экономического показателя до нескольких десятков процентов. Если в результате кризиса изменение сезонности составит хотя бы десятую часть амплитуды сезонной волны, то в отдельных случаях это может составлять единицы процентов от среднего уровня показателя. Соответственно искажения оценок компоненты тренда и конъюнктуры также составят единицы процентов, что может существенно повлиять на представления о краткосрочных тенденциях показателя.

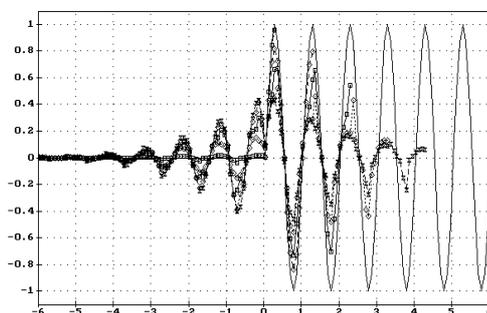


Рис. 8. Фиктивные фор- и афтершоки при изменении сезонной волны
вблизи правого края временного ряда ($\tau = 3, 15, 27, 39, 51$).
Линия – исходный ряд; маркеры – сезонно скорректированные ряды

Сопоставление приведенных на рис. 5, 6, 8 результатов расчетов показывает, что совокупность возникающих в режиме реального времени фиктивных афтершоков, порождаемых резким изменением сезонной волны, аналогична совокупности афтершоков, порождаемых явлением Гиббса. По мере добавления новых членов временного ряда положение поворотных точек фиктивных фор- и афтершоков не изменяется, за исключением небольшой окрестности актуального конца, в которой наблюдается заметный эффект влияния хвостом. Поэтому последовательность оценок компоненты тренда и конъюнктуры может быть подвержена достаточно устойчивым искажениям, способным влиять на содержательную интерпретацию краткосрочных тенденций.

Таким образом, при мониторинге текущих тенденций в окрестности кризиса ложные сигналы увеличиваются примерно в два раза по сравнению с сигналами, возникающими при анализе давно завершившегося кризиса. При этом нарушается симметрия между фор- и афтершоками – масштаб последних возрастает гораздо сильнее. Ложные сигналы вблизи актуального конца временного ряда могут оказывать влияние на содержательную интерпретацию краткосрочных тенденций.

4. Ложные сигналы при декомпозиции реальных данных

Проанализируем искажения, возникающие при проведении сезонной корректировки, на реальных данных. Этот анализ отличается от проведенного выше в двух отношениях. Во-первых, в отличие от анализа ложных сигналов на искусственно сконструированных временных рядах, в данном случае нам заранее не известны истинные, неискаженные, составляющие динамики. Поэтому анализ ложных сигналов может быть основан лишь на сопоставлении оценок составляющих динамики, построенных по разным фрагментам исходного временного ряда. Во-вторых, в реальности одновременно могут возникать аберрации, порождаемые разными причинами. Искажения краткосрочных тенденций, обусловленные явлением Гиббса и изменением сезонности, могут накладываться друг на друга, интерферировать. Реальные ряды, в отличие от искусственных, содержат нерегулярную составляющую динамики, масштаб которой во время кризисов может значительно увеличиваться. Производимые статистической службой уточнения предварительных оценок

многих показателей еще более затрудняют мониторинг краткосрочных тенденций. Именно поэтому анализу aberrаций на реальных данных выше предшествовал более простой анализ aberrаций на искусственно построенных временных рядах, который позволил исследовать форму и масштаб ложных сигналов, порождаемых кризисным возмущением временного ряда, и характер их эволюции по мере поступления новой информации.

На рис. 9 приведен пример анализа ложных сигналов для временного ряда российского экспорта товаров. Этот показатель весьма важен для понимания тенденций экономической динамики. Помимо этого, он продемонстрировал спад в 2,5 раза за считанные месяцы в конце 2008 г. (рис. 9а), что делает его весьма привлекательным для анализа aberrаций методов декомпозиции. Сразу после завершения спада экспорта начался его интенсивный подъем, в результате ряд демонстрирует флуктуацию типа «ступень», наложенную на тенденцию интенсивного роста. Такая z-образная динамика весьма напоминает рассмотренный выше искусственный пример (рис. 7б). Наконец, для целей нашего анализа важно и то, что сезонные колебания этого ряда невелики по сравнению с кризисной флуктуацией. Это упрощает выявление aberrаций на фоне сезонных волн.

На рис. 9б приведены три оценки мультипликативной сезонной составляющей этого ряда. Одна из них получена по всему временному ряду с января 1995 г. по август 2012 г., т.е. при ее построении учтены все члены ряда до, во время и после кризиса. Соответственно эта оценка сезонной составляющей может быть искажена.

Вторая оценка сезонной составляющей получена по части исходного ряда от его начала до июня 2008 г., т.е. до начала спада экспорта. Поскольку эта оценка сезонной составляющей построена по подмножеству исходных данных, не содержащему информации о кризисе, то она не может быть им искажена. Сравнивая первую оценку со второй, можно анализировать влияние новой информации (соответствующей острой фазе кризиса и последующему восстановлению) на первую оценку сезонной составляющей до начала кризиса. Это влияние может выразиться в виде фиктивных форшоков, обусловленных кризисной флуктуацией исходного ряда и изменением его сезонной волны.

Третья оценка сезонной составляющей временного ряда экспорта товаров построена по части исходного временного ряда, начинающейся с марта 2009 г., т.е. заведомо после завершения кризисного спада. Поскольку эта оценка также построена по подмножеству исходных данных, не содержащему информации об острой фазе кризиса, то она не может быть искажена им. Сравнивая первую оценку с третьей, можно анализировать влияние старой информации (соответствующей докризисному периоду и острой фазе кризиса) на первую оценку сезонной составляющей после окончания острой фазы кризиса. Это влияние может выразиться в виде фиктивных афтершоков, обусловленных теми же причинами, что и в предыдущем случае.

Видим (левая часть рис. 9б), что за несколько лет до кризиса первая и вторая оценки сезонной составляющей практически совпадают, что вполне естественно. По мере приближения к периоду резкого спада расхождения между ними нарастают, причем эти расхождения демонстрируют характерную для сезонных колебаний регулярность, увеличиваясь год за годом в одни и те же месяцы. По аналогии с рассмотренными на рис. 1, 3–6, 8 примерами это можно трактовать как нарастание фиктивных форшоков по мере приближения к флуктуации. Расхождения же между первой и третьей оценками сезонной составляющей – гораздо более значительные (правая часть рис. 9б). Эти расхождения могут быть обусловлены фиктивными афтершоками. Как было показано выше для искусственных ря-

дов (рис. 5, 6, 8), в первые годы после флуктуации масштаб афтершоков значительно выше масштаба форшоков. Именно это демонстрирует рис. 9б.

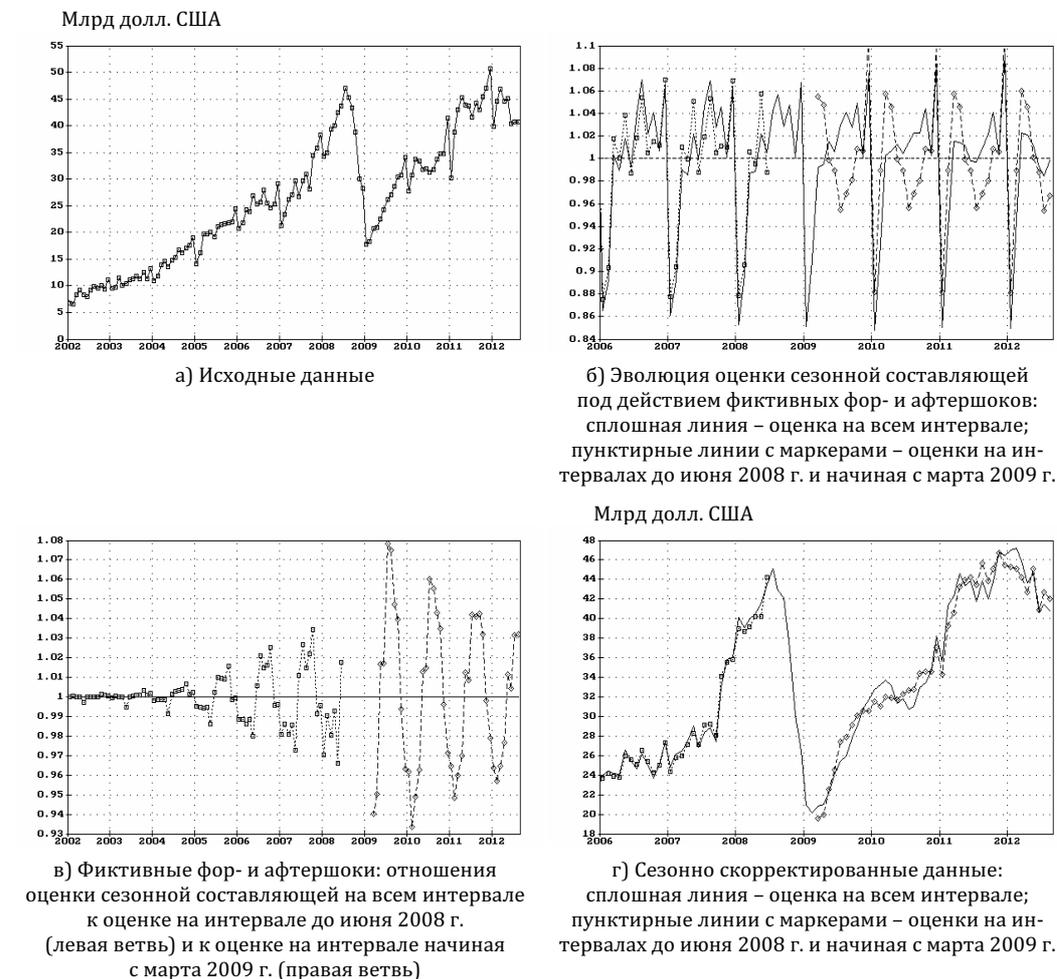


Рис. 9. Фиктивные фор- и афтершоки для реальных данных.
Экспорт товаров, данные Росстата

На рис. 9в эти же результаты представлены в несколько ином виде. Здесь показана динамика отношения первой оценки сезонной составляющей ко второй (до кризиса) и первой оценки к третьей (после кризиса). Видим постепенное нарастание расхождений между первой и второй оценками по мере приближения к периоду резкого спада. Эти расхождения очень напоминают фиктивные форшоки для искусственных рядов (рис. 1, 3–6, 8). Расхождения между первой и третьей оценками имеют еще больший масштаб, также демонстрируют регулярность и начинают постепенно затухать по мере удаления от кризиса. Они ве-

дут себя так же, как и фиктивные афтершоки для искусственных рядов вблизи актуального конца.

Какая бы из двух причин (кризисная флуктуация или изменение характера сезонности) ни лежала в основе этих расхождений, их существование свидетельствует об искаженности первой оценки в окрестности острой фазы кризиса. Краткосрочные тенденции сезонно скорректированного временного ряда, полученного удалением из исходного ряда первой оценки сезонной составляющей, будут искажены, что может вести к получению неверных содержательных выводов.

Обращает на себя внимание масштаб искажений первой оценки сезонной составляющей после острой фазы кризиса: в марте 2009 г. первая оценка превышала третью на 6%, а уже в июле того же года первая оценка была ниже третьей на 8% (рис. 9в). Сравнение разных оценок сезонной составляющей на рис. 9б и рис. 9в показывает, что в данном случае ложные сигналы имеют тот же масштаб, что и сезонные изменения. Очевидно, что искажения такого масштаба способны оказывать влияние на содержательную интерпретацию краткосрочных тенденций сезонно скорректированного ряда. Именно это мы видим на рис. 9г, на котором показаны три варианта сезонно скорректированного ряда, соответствующие трем рассмотренным оценкам сезонной составляющей.

В данном случае фиктивные форшоки, хотя и имеют немалый размах, не меняют представлений о периодах роста и снижения показателя. Но фиктивные афтершоки влияют на интерпретацию весьма существенно. Интерпретация краткосрочных тенденций первого варианта сезонно скорректированного ряда (соответствующего первой оценке сезонной составляющей) приводит к выводу о том, что весной 2010 г. началась вторая волна снижения экспорта, которая продолжалась до июля 2010 г., причем падение составило свыше 8%, что совсем не мало. Затем вновь начался интенсивный рост экспорта, который в мае-июле 2011 г. сменился третьей волной спада, глубина которого составила свыше 6%. Помимо этого, первая оценка показывает, что спад экспорта во время кризиса был несколько менее глубоким, а начало подъема – менее быстрым, т.е. приводит к «размыванию» излома краткосрочной тенденции в окрестности нижней точки спада. Последнее означает, что начало восстановительного подъема будет идентифицировано с задержкой в несколько месяцев.

Интерпретация третьей оценки сезонно скорректированного ряда принципиально иная. В соответствии с ней подъем продолжался почти до конца 2011 г., т.е. второй и третьей волн спада не было вовсе, хотя и наблюдались заметные замедления темпов роста. Не было и столь высоких темпов роста на интервале между первой и третьей волнами спада, которые демонстрирует первая оценка. В целом, третья оценка сезонно скорректированного ряда заметно менее волатильна по сравнению с первой.

Такой же анализ был проведен и для ряда других российских показателей, важных с точки зрения содержательного анализа краткосрочных тенденций и продемонстрировавших значительный спад во время кризиса 2008 г. Оказалось, что обсуждаемый эффект достаточно «прихотлив» – в некоторых случаях он проявляется вполне отчетливо, тогда как для других показателей, продемонстрировавших спад того же масштаба, он может быть гораздо менее заметным. Это означает, что на величину эффекта оказывают существенное влияние «тонкие» особенности краткосрочной динамики, такие как резкость начала спада и его окончания (излом тенденции). Это, в свою очередь, затрудняет идентификацию эффекта, поскольку никогда нельзя быть уверенным в том, что он имеет место.

Следует отметить, что далеко не все российские макроэкономические ряды претерпели столь драматические и резкие изменения во время последнего кризиса. Для части рядов снижение было не слишком большим, а для части – не слишком резким. В таких случаях нет оснований ожидать возникновения аберраций методов сезонной корректировки, способных влиять на содержательную интерпретацию краткосрочных тенденций. Но существование реальных ситуаций, в которых ложные сигналы существенно искажают представления о краткосрочных тенденциях, показывает всю серьезность проблемы. Когда весь мир «смотрит» на краткосрочные тенденции через одинаковые «очки», как в сказке про Изумрудный город, свойства «очков» влияют на восприятие всего мира.

5. Ложные сигналы разных алгоритмов сезонной корректировки

Выше были приведены результаты анализа ложных сигналов, порождаемых алгоритмом сезонной корректировки X-11, оставившим самый заметный след в истории методов декомпозиции экономических временных рядов. Ниже обсудим отличия ложных сигналов, генерируемых двумя наиболее широко используемыми в мире алгоритмами – X-12-ARIMA и TRAMO/SEATS, от аберраций алгоритма X-11.

Алгоритм X-12-ARIMA имеет ряд отличий от X-11, наиболее важные из которых связаны с обработкой данных вблизи краев временного ряда [Findley et al., 1998]. Вдали от краев ряда для проведения декомпозиции в обоих методах используется симметричный линейный фильтр. Вблизи краев его применение становится невозможным из-за нехватки данных. Проблему можно решить одним из двух способов.

Первый способ состоит в построении совокупности несимметричных линейных фильтров, которые позволяют производить декомпозицию вблизи краев временного ряда и свойства которых (амплитудно-частотные и фазово-частотные характеристики), насколько это возможно, близки к свойствам симметричного фильтра, используемого для внутренних точек временного ряда. Такой подход реализован в алгоритме X-11 и в базовом алгоритме X-12. Второй способ состоит в построении модели исходного временного ряда (скажем, ARIMA), проведении с ее помощью прогноза и обработке близких к актуальному концу точек исходного ряда как удаленных от краев точек удлиненного ряда. Декомпозиция вблизи левого края временного ряда проводится аналогично. В этом случае используется лишь один симметричный фильтр.

Оказалось, что второй подход позволяет несколько уменьшить масштаб эффекта влияния хвостом (подробнее см.: [Dagum, 1978]). Именно поэтому он был реализован в алгоритме X-12-ARIMA – преемнике алгоритма X-11.

На рис. 10 приведены иллюстрации ложных сигналов при проведении сезонной корректировки алгоритмами X-11 и X-12-ARIMA. Показаны результаты лишь вблизи актуального конца, поскольку вдали от краев временного ряда аберрации методов X-11 и X-12-ARIMA практически совпадают (об этом же свидетельствует и близость аберраций двух алгоритмов в левой части рис. 10а). Видим, что алгоритм X-12-ARIMA вблизи актуального конца действительно демонстрирует аберрации несколько меньшего масштаба. Вместе с тем эти отличия в пользу X-12-ARIMA сравнительно невелики и касаются лишь масштаба аберраций, но не их формы. Последнее не удивительно, учитывая родство алгоритмов. В целом же все сделанные выше выводы относительно аберраций метода X-11 справедливы и для метода X-12-ARIMA.

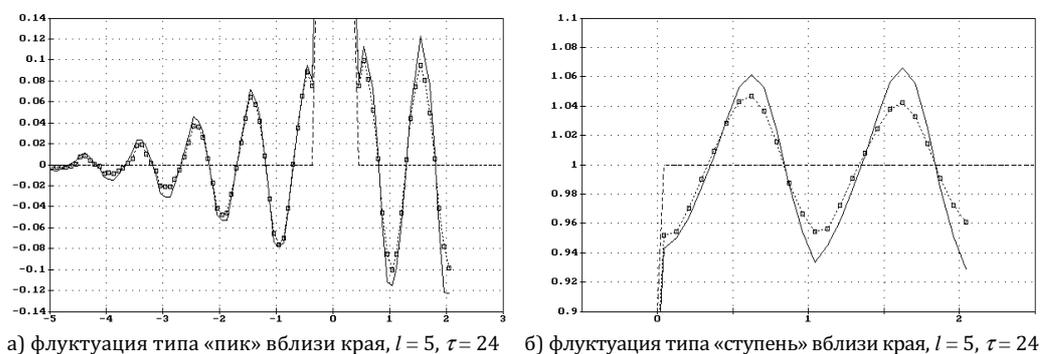


Рис. 10. Сравнение ложных сигналов для алгоритмов X-11 (сплошная линия) и X-12-ARIMA (маркеры)

Метод TRAMO/SEATS гораздо сильнее отличается от X-11, чем X-12-ARIMA. Алгоритмы семейства X-11 при заданных параметрах обрабатывают все временные ряды с использованием одинаковых линейных фильтров. В основе метода TRAMO/SEATS, напротив, лежит построение индивидуальной модели для каждого обрабатываемого временного ряда. Таким образом, декомпозиция разных рядов методом TRAMO/SEATS производится на основе разных моделей.

На рис. 11 в том же масштабе, что и на рис. 10, показаны ложные сигналы, возникающие при проведении сезонной корректировки алгоритмами X-11 и TRAMO/SEATS. Масштаб aberrаций метода TRAMO/SEATS вблизи актуального конца временного ряда также несколько меньше, чем для X-11 (в первом приближении – раза в два). Несколько отличается и форма aberrаций, особенно для флуктуации типа «ступень» (рис. 11б). Вместе с тем поворотные точки aberrаций методов TRAMO/SEATS, X-11 и X-12-ARIMA совпадают. Это значит, что все рассмотренные алгоритмы на качественном уровне дают одинаково искаженную картину. Если бы искажения, порождаемые алгоритмами, существенно различались (скажем, если бы пику ложного афтершока, порождаемого одним алгоритмом, соответствовала нижняя точка ложного афтершока другого алгоритма), то сопоставление результатов расчетов по разным алгоритмам позволяло бы идентифицировать aberrации. Но анализ показывает, что это не так.

Существенное отличие алгоритма TRAMO/SEATS от алгоритмов семейства X-11 проявляется в том, что по мере удаления от флуктуации ложные сигналы затухают гораздо медленнее. Это иллюстрирует, в частности, левая часть рис. 11а. Причина в том, что TRAMO/SEATS обладает худшими адаптивными свойствами по сравнению с алгоритмами семейства X-11. Для алгоритма TRAMO/SEATS масштаб ложных сигналов зависит от длины обрабатываемого временного ряда. Чем длиннее ряд, тем меньше масштаб ложных сигналов, поскольку они достаточно равномерно «размазываются» по всей длине ряда.

Поскольку алгоритм TRAMO/SEATS основан на построении модели временного ряда, то при его использовании могут возникать проблемы при декомпозиции временного ряда, модель которого меняется со временем. В результате того, что модель может хорошо соответствовать ряду в целом, но не слишком хорошо – его частям, возможно просачивание сезонной составляющей в сезонно скорректированный ряд, т.е. ее неполное или

избыточное удаление на отдельных участках. На практике с этим недостатком борются, уменьшая длину участка временного ряда, на основе которого строится модель. Это, с одной стороны, позволяет уменьшить масштаб просачивания сезонной составляющей, т.е. снижает систематическую погрешность сезонной корректировки, но, с другой стороны, увеличивает ее случайную погрешность и делает результаты более уязвимыми для обсуждаемых aberrаций. Минимальная длина такого *опорного участка* составляет 3 года. Выбор оптимальной длины опорного участка, т.е. поиск разумного компромисса между этими недостатками, представляет собой непростую задачу и создает простор для влияния субъективных факторов на результаты расчетов.

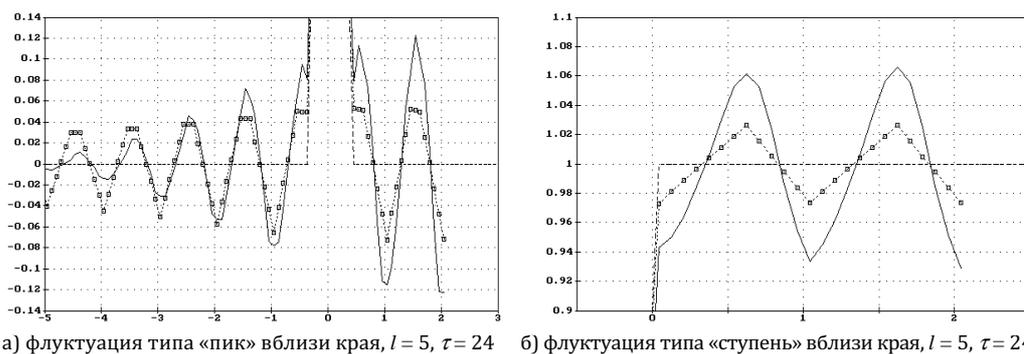


Рис. 11. Сравнение ложных сигналов для алгоритмов X-11 (сплошная линия) и TRAMO/SEATS (маркеры)

На рис. 12 приведены иллюстрации ложных сигналов алгоритмов X-11, X-12-ARIMA и TRAMO/SEATS, вызванных резким изменением сезонной волны. Aberрации методов X-11 и X-12-ARIMA весьма близки, но для X-12-ARIMA наблюдается их значительное затухание уже на третьем году после изменения (рис. 12а). Для алгоритма TRAMO/SEATS aberrации значительно затухают уже на втором году (рис. 12б). Впрочем, результаты для TRAMO/SEATS существенно зависят от выбора пользователем спецификации модели временного ряда. В окрестности кризиса aberrации значительны для всех трех алгоритмов.

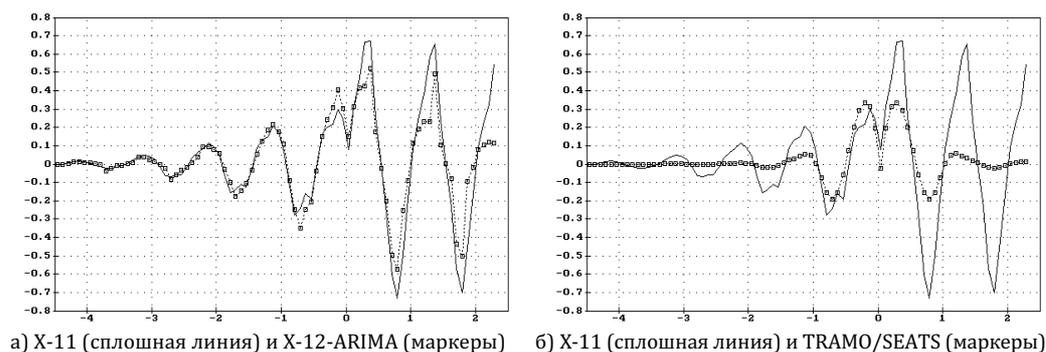


Рис. 12. Сравнение ложных сигналов разных алгоритмов декомпозиции при изменении сезонной волны вблизи правого края временного ряда ($\tau = 27$)

На рис. 13, построенном по аналогии с рис. 9г, приведены результаты сравнения ложных сигналов для алгоритмов X-12-ARIMA и TRAMO/SEATS. Сравнение рис. 13 с рис. 9г показывает, что в данном случае все рассмотренные алгоритмы дают качественно одинаковую картину. Оценка сезонно скорректированного ряда, при построении которой учитывались все члены исходного ряда (до кризиса, во время кризиса и после него) для всех алгоритмов, демонстрирует афтершоки, влияющие на содержательную интерпретацию краткосрочных тенденций. Алгоритмы X-12-ARIMA и TRAMO/SEATS, как и X-11, в данном случае порождают две фиктивные волны спада показателя. Причем первоначальные (полученные в режиме реального времени) оценки глубины этих фиктивных волн спада заметно выше оценок, полученных по прошествии еще нескольких лет. Результаты проведения сезонной корректировки по данным после кризиса для обоих алгоритмов указывают на отсутствие второй волны спада.

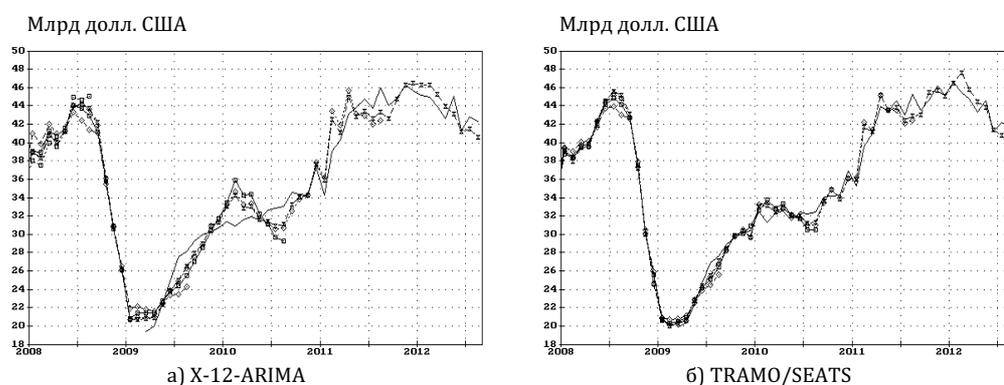


Рис. 13. Сравнение ложных сигналов для алгоритмов X-12-ARIMA и TRAMO/SEATS на реальных данных. Экспорт товаров, данные Росстата. Сезонно скорректированные данные: сплошная линия – оценка на интервале с марта 2009 г.; пунктирные линии с маркерами – оценки на интервалах, включающих кризис

Таким образом, наиболее широко используемые алгоритмы сезонной корректировки X-12-ARIMA и TRAMO/SEATS в окрестности кризиса способны породить похожие ложные сигналы. Они могут одинаково исказить содержательную интерпретацию краткосрочных тенденций.

6. Обсуждение

Проведенный выше анализ показал, что в окрестности кризисов, подобных начавшемуся в России в 2008 г., стандартные алгоритмы сезонной корректировки способны породить ложные сигналы, затрудняющие мониторинг краткосрочных тенденций. В частности, при резком снижении уровня показателя с его последующим интенсивным восстановлением сезонная корректировка может приводить к искажениям, распространяющимся как эхо в прошлое и будущее от периода резкого изменения показателя. Масштаб таких эхо-эффектов фиктивных фор- и афтершоков зависит от масштаба флуктуации исходного ряда, от ее формы и протяженности во времени. Похожие ложные сигналы возникают и

при резком изменении сезонной волны, нередко случающемся во время кризиса. В наибольшей мере искажения проявляются вблизи правого края временного ряда, т.е. в области наиболее актуальных значений показателя, анализ которых позволяет делать выводы о текущих тенденциях.

При этом фиктивные предвестники кризиса не проявляются в процессе мониторинга при приближении к началу спада и не затрудняют его своевременную идентификацию. Они возникают позднее, в процессе прохождения кризиса, и достигают максимальной амплитуды через несколько лет после него. Поэтому ложные сигналы способны влиять на результаты исторической реконструкции хода событий, т.е. на результаты анализа краткосрочных тенденций в окрестности кризиса, проводимого через много лет после его завершения. В частности, фиктивные форшоки провоцируют смещение трактовок в пользу представлений о кризисе как о следствии внутренних проблем экономики, а не внешних шоков. Такая интерпретация может напрашиваться в силу того, что благодаря фиктивным форшокам моменты замедления роста и начала спада могут быть ошибочно идентифицированы до момента внешнего шока. Соответственно, может формироваться искаженное представление о причинно-следственных связях в экономике.

Нейтрализация фиктивных форшоков не представляет труда. Для этого достаточно провести сезонную корректировку по фрагменту исходного ряда, завершающемуся непосредственно перед началом кризиса. Поскольку такой усеченный ряд не содержит информации о кризисе, то результат его сезонной корректировки не может быть искажен кризисом. Идентификация же момента начала кризиса, как показано выше, в режиме мониторинга не встречает затруднений.

Фиктивные афтершоки, напротив, наиболее значительны именно при мониторинге краткосрочных тенденций, особенно на протяжении первых двух-трех лет после начала кризиса, когда их масштаб примерно вдвое превосходит максимальный масштаб форшоков. Фиктивные афтершоки способны затруднять идентификацию в режиме мониторинга моментов окончания фазы спада, начала и завершения восстановления и могут провоцировать ложные выводы о возникновении второй и третьей волн спада. С течением времени, по мере поступления информации за очередные месяцы, масштаб фиктивных афтершоков несколько уменьшается (раза в два), но их полного затухания не происходит. Соответственно они могут влиять и на результаты исторической реконструкции хода событий. По мере поступления новой информации поворотные точки фиктивных афтершоков демонстрируют устойчивость, что способствует консенсусу неверных суждений.

В отличие от фиктивных форшоков, нейтрализация фиктивных афтершоков в режиме мониторинга представляет собой кардинально более сложную задачу, которая далеко не всегда может быть решена хотя бы в первом приближении. Сезонная корректировка фрагмента исходного ряда, начинающегося сразу после завершения острой фазы кризиса, может быть проведена лишь по прошествии нескольких лет после нее. Обычно для возможности проведения сезонной корректировки временной ряд должен иметь длину не менее трех лет, причем декомпозиция коротких рядов не слишком точна. Поэтому такой прием может быть применен лишь для исторической реконструкции краткосрочных тенденций, но не для их мониторинга во время кризиса и в первые годы после него.

Столь существенное различие сложности нейтрализации фиктивных фор- и афтершоков обусловлено принципиальным различием задач исторической реконструкции краткосрочных тенденций и их мониторинга. Оно состоит в том, что в первой задаче время

обратимо, а во второй – нет. При решении первой задачи нам одинаково хорошо известно как докризисное прошлое, так и посткризисное будущее. При решении же второй задачи будущее нам не известно. В силу симметрии между прошлым и будущим в задаче исторической реконструкции, проблемы фиктивных фор- и афтершоков эквивалентны и могут быть одинаково просто решены проведением декомпозиции внекризисного фрагмента временного ряда. Применительно к задаче мониторинга может быть решена лишь проблема фиктивных форшоков. Решение же проблемы фиктивных афтершоков требует информации о посткризисном развитии. Пока не накопится достаточный объем такой информации, эта проблема не может быть решена.

Таким образом, ложные сигналы, порождаемые сезонной корректировкой, способны приводить к возникновению «слепой» зоны после начала резкого спада, в пределах которой мониторинг краткосрочных тенденций чрезвычайно затруднен. Нечто подобное происходит с человеком в очках, входящим зимой с улицы в теплое помещение – очки на некоторое время запотевают. Размер «слепой» зоны, т.е. зоны неопределенности текущих тенденций, может достигать трех лет. При этом факт начала резкого спада идентифицируется вполне надежно, но факт его окончания и последующая динамика на протяжении первых лет после кульминации кризиса – нет. В этих условиях у экономических агентов отсутствует достоверная информация о текущей экономической ситуации, причем разброс оценок параметров, характеризующих ее, чрезвычайно широк, а сами оценки крайне нестабильны во времени. Неопределенность, а порой и искаженность представлений об экономической ситуации, своего рода «туман настоящего» (подробнее см.: [Бессонов, 2011]), способствует снижению эффективности принимаемых решений. Заметим, что в «слепую» зону попадают первые годы посткризисного восстановления, когда потребность в мониторинге текущих тенденций особенно велика в силу необходимости выработки оперативных антикризисных мер. Таким образом, кризис одновременно делает мониторинг текущих тенденций особенно востребованным, и в то же время крайне затрудняет его проведение.

Что можно сделать для уменьшения масштаба обсуждаемых ложных сигналов при мониторинге краткосрочных тенденций в пределах «слепой» зоны? Во-первых, вместо сезонной корректировки временного ряда сводного индекса имеет смысл проводить сезонную корректировку индивидуальных индексов с их последующим агрегированием в сводный. Этот прием, называемый непрямым методом сезонной корректировки, широко используется статистическими службами развитых стран. Обычно кризисный спад бывает весьма неравномерно распределен в разрезе товаров-представителей. Динамика многих индивидуальных индексов не демонстрирует резких изменений, соответственно, при их декомпозиции не возникает ложных сигналов. Динамика же части индивидуальных индексов, напротив, характеризуется исключительно резкими изменениями уровня. В этом случае ложные сигналы проявляются более отчетливо, что облегчает их идентификацию. Еще одно преимущество непрямого метода состоит в том, что он не порождает искажений, возникающих при проведении сезонной корректировки в окрестности моментов сцепления сегментов временного ряда сводного индекса, построенных с использованием разных систем весов (подробнее см.: [Бессонов, 2003]).

Во-вторых, при проведении мониторинга целесообразно привлекать дополнительную информацию, помимо той, которая содержится в совокупности уровней анализируемого временного ряда. Такая информация, кроме данных менее высокого уровня агрегирова-

ния, может быть представлена показателями, содержательно связанными с анализируемым рядом, результатами опросов, суждениями экспертов.

Общей рекомендацией при анализе краткосрочных тенденций в окрестности кризиса является соблюдение принципа «предупрежден – значит вооружен». В таких условиях выводы о краткосрочных тенденциях следует делать с особой осторожностью, принимая во внимание возможность искажения их ложными сигналами, масштаб, форма и характер эволюции которых рассмотрены выше.

Современные пакеты декомпозиции экономических временных рядов (скажем, Demetra) содержат средства автоматического поиска выбросов, сдвигов уровня, резких изменений сезонной волны⁷, порождающих обсуждаемые ложные сигналы. По описанным выше причинам идентификация таких особенностей возможна лишь для удаленных от краев членов временного ряда, но не вблизи его актуального конца. Поэтому эти средства могут быть использованы для решения задачи исторической реконструкции краткосрочных тенденций, но не для их мониторинга. В то же время даже и для исторической реконструкции использование этих средств может порождать некоторые проблемы. Так, использование возможностей идентификации сдвига уровня приводит к тому, что оценка компоненты тренда и конъюнктуры тяготеет к кусочно-линейной функции времени. Продолжительность фазы спада сокращается, ее начало идентифицируется с запаздыванием, а окончание – с опережением.

Проблема подавления обсуждаемых ложных сигналов методов декомпозиции усугубляется тем, что они, с одной стороны, могут быть достаточно велики, чтобы это вело к получению неверных содержательных выводов, а с другой стороны, эти неверные выводы не выглядят абсурдными, не выходят за пределы множества потенциально разумных. Последнее обусловлено как умеренным масштабом аберраций, так и тем, что для реальных систем бывают характерны настоящие, не фиктивные, фор- и афтершоки (подробнее см., например: [Арманд и др., 1999]). Так, после главного удара землетрясения часто наблюдается череда повторных толчков постепенно уменьшающейся амплитуды⁸. Главному удару иногда предшествуют сравнительно слабые предвестники. Экономические кризисы также порой демонстрируют вторые волны. Обсуждаемые аберрации методов декомпозиции внешне неотличимы от афтершоков, которые в действительности может демонстрировать объект исследования. Таким образом, одновременно могут сосуществовать как сигналы, отражающие реальные события, так и ложные сигналы, выглядящие примерно одинаково.

Представляется, что в этом просматривается сходство обсуждаемых эффектов с эффектом Слуцкого – Юла [Слуцкий, 1927; Slutsky, 1937; Yule, 1927]. Суть его состоит в следующем. Век назад широкую популярность приобрели исследования циклов деловой активности. Для этого было необходимо выделять из экономических временных рядов соответствующую циклическую составляющую. В качестве инструмента такой декомпозиции обычно применялись методы линейной фильтрации. Е.Е. Слуцкий и Дж.Э. Юл показали, что использовавшиеся методы декомпозиции экономических временных рядов могут по-

⁷ См.: [Zivot, Andrews, 1992; Perron, 1997; Kapetanios, 2005; Saikkonen, Lutkepohl, 2002; Carrion-i Silvestre, Kim, Perron, 2009; Harvey, Leyborne, 2013].

⁸ Вспомним хотя бы череду афтершоков после землетрясения, разрушившего в 2011 г. АЭС Фукусима-1 в Японии.

рождать ложные сигналы, характеристики которых соответствуют анализируемому виду цикличности. Сходство обсуждаемых нами эффектов с эффектом Слуцкого – Юла состоит в том, что в обоих случаях инструмент декомпозиции экономических временных рядов может порождать ложные сигналы, подобные порождаемым изучаемым явлением. Другими словами, в обоих случаях инструмент способен быть источником правдоподобных ложных сигналов.

* *

*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Арманд А.Д., Люри Д.И., Жерихин В.В., Раутиан А.С., Кайданова О.В., Козлова Е.В., Стрелецкий В.Н., Буданов В.Г.* Анатомия кризисов. М.: Наука, 1999.
- Бессонов В.А.* Введение в анализ российской макроэкономической динамики переходного периода. М.: Институт экономики переходного периода, 2003.
- Бессонов В.А.* Проблемы анализа российской макроэкономической динамики переходного периода. М.: Институт экономики переходного периода, 2005.
- Бессонов В.А.* Анализ краткосрочных тенденций в российской экономике: как рассеять «туман настоящего»? // Вопросы экономики. 2011. № 2. С. 93–108.
- Бобров С.П.* Экономическая статистика: введение в изучение методов обработки временных рядов экономической статистики. М.–Л.: Госиздат, 1930.
- Конюс А.А.* Экономическая конъюнктура // Энциклопедический словарь Русского библиографического института Гранат. 7-е изд. М., 1933. Т. 51. С. 220–264.
- Мандельштам Л.И.* Лекции по теории колебаний. М.: Наука, 1972.
- Персонс У.М.* Корреляция временных рядов // Ритц Г.Л. (ред.) Математические методы в статистике. М.: Экономическая жизнь, 1927. С. 303–324.
- Слуцкий Е.Е.* Сложение случайных причин как источник циклических процессов // Вопросы конъюнктуры. 1927. Т. 3. Вып. 1. С. 34–64.
- Хеммингс Р.В.* Цифровые фильтры. М.: Советское радио, 1980.
- Bell W.R., Hillmer S.C.* Issues Involved with the Seasonal Adjustment of Economic Time Series // Journal of Business & Economic Statistics. 1984. Vol. 2. № 4. P. 291–320.
- Bell W.R., Holan S.H., McElroy T.S. (eds.)* Economic Time Series: Modeling and Seasonality. Chapman and Hall/CRC, 2012.
- Buono D.* Outlier Detection, Seasonal Adjustment and Cycle Extraction in New Member States of European Union // International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies. 2004. Vol. 1. № 1. P. 51–80.
- Carrion-i Silvestre J.L., Kim D., Perron P.* GLS-Based Unit Root Tests with Multiple Structural Breaks Both under the Null and the Alternative Hypotheses // Econometric Theory. 2009. Vol. 25. Special Issue 06. P. 1754–1792.
- Dagum E.B.* Modelling, Forecasting and Seasonally Adjusting Economic Time Series with the X-11-ARIMA Method // Journal of the Royal Statistical Society. Series D (The Statistician). 1978. Vol. 27. № 3/4. P. 203–216.
- den Butter F.A.G., Fase M.M.G.* Seasonal Adjustment as a Practical Problem. Amsterdam: North-Holland, 1991.

Findley D.F., Monsell B.C., Bell W.R., Otto M.C., Chen B.-C. New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal-Adjustment Program // *Journal of Business and Economic Statistics*. 1998. Vol. 16. № 2. P. 127–152.

Fischer B. Decomposition of Time Series. Comparing Different Methods in Theory and Practice. Eurostat working group document, 1995.

Gomez V., Maravall A. Programs TRAMO (Time series Regression with Arima noise, Missing observations, and Outliers) and SEATS (Signal Extraction in Arima Time Series). Instructions for the User, Working Paper 9628, Research Department, Banco de Espana. 1996.

Gomez V., Maravall A. Seasonal Adjustment and Signal Extraction in Economic Time Series // *Peña D., Tiao G.C., Tsay R.S. (eds.) A Course in Time Series Analysis*. N.Y.: J. Wiley and Sons, 2001. Ch. 8. P. 202–246.

Harvey D.I., Leybourne S.J. Break Date Estimation for Models with Deterministic Structural Change // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 2013. doi: 10.1111/obes.12037.

Hood C.C.H., Ashley J.D., Findley D.F. An Empirical Evaluation of the Performance of TRAMO/SEATS on Simulated Series / *Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section*. Alexandria VA: American Statistical Association, 2000. P. 171–176.

Kapetanios G. Unit-root Testing Against the Alternative Hypothesis of up to m Structural Breaks // *Journal of Time Series Analysis*. 2005. Vol. 26. № 1. P. 123–133.

Kuiper J. A Survey and Comparative Analysis of Various Methods of Seasonal Adjustment // *Zellner A. (ed.) Seasonal Analysis of Economic Time Series*. Washington: U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census, 1978. P. 59–94.

Ladiray D., Quenneville B. Seasonal Adjustment with the X-11 Method. N.Y.: Springer-Verlag, 2001.

Perron P. Further Evidence from Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables // *Journal of Econometrics*. 1997. Vol. 80. № 2. P. 355–385.

Pierce D.A. A Survey of Recent Developments in Seasonal Adjustment // *The American Statistician*. 1980. Vol. 34. № 3. P. 125–134.

Saikkonen P., Lutkepohl H. Testing for a Unit Root in a Time Series with a Level Shift at Unknown Time // *Econometric Theory*. 2002. Vol. 18. № 2. P. 313–348.

Shiskin J., Young A.H., Musgrave J.C. The X-11 Variant of the Census Method II Seasonal Adjustment Program. U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census. Technical Paper № 15. 1967.

Slutzky E. The Summation of Random Causes as the Source of Cyclic Processes // *Econometrica*. 1937. Vol. 5. № 2. P. 105–146.

Thury G., Wuger M. Outlier Detection and Seasonal Adjustment // *Empirica*. 1992. Vol. 19. № 2. P. 245–257.

Yule G.U. On a Method of Investigating Periodicities in Disturbed Series, with Special Reference to Wolfer's Sunspot Numbers // *Philosophical Transactions of the Royal Society of London. Series A, Containing Papers of a Mathematical or Physical Character*. 1927. Vol. 226. P. 267–298.

Zivot E., Andrews D.W.K. Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis // *Journal of Business and Economic Statistics*. 1992. Vol. 10. № 3. P. 251–270.

Seasonal Adjustment as a Source of Spurious Signals

Bessonov Vladimir¹, Petronevich Anna²

¹ National Research University «Higher School of Economics»,
20, Myasnitskaya ul., Moscow, 101990, Russian Federation.
E-mail: bessonov@hse.ru

² National Research University «Higher School of Economics»,
20, Myasnitskaya ul., Moscow, 101990, Russian Federation.
E-mail: apetronevich@gmail.com

The analysis of short-term tendency of economic dynamics can be performed on seasonally adjusted data only. This implies that each time series is to be transformed in two: the seasonal component and the remaining part. The result of such decomposition depends on the specific features of the seasonal adjustment algorithm. Most uncertainty is expected within the neighborhood of crises when the economic indicators are likely to demonstrate substantial changes. Under such circumstances, the seasonal adjustment procedures are likely to generate spurious signals that deteriorate the seasonally adjusted series.

In this paper we analyze distortions of seasonally adjusted time series of economic data that appear in the neighborhood of crises. We examined the aberrations caused by sharp level shifts as well as by changes in seasonal pattern and showed that under these circumstances the standard algorithms of seasonal adjustment can generate spurious signals similar to first signs of a crisis or its second and following waves. We consider these misleading signals from two points of view: first, as an economic historian who operates with long time series of unchanging data; second, as an analyst of short-term dynamics monitoring the data that is subject to revisions.

We show that these aberrations can be misleading for understanding of short-run dynamics especially during the first years after a crisis. The identification of the end of a recession and estimation of seasonally adjusted values of observations right after the peak (or bottom) of a fluctuation seem to be the most problematic. Monitoring within this «blind zone» appears to be very complicated. We compared aberrations produced by X-12-ARIMA and TRAMO/SEATS. Some recommendations to soften the distortions are proposed.

Key words: time series; seasonal adjustment; crisis; monitoring; short-term trends; economic statistics; wagging tail effect.

JEL Classification: C82, E32, O47.

* *
*

References

- Armand A.D., Lyuri D.I., Zherikhin V.V., Rautian A.S., Kaidanova O.V., Kozlova E.V., Streletkii V.N., Budanov V.G. (1999) *Anatomiya krizisov* [Anatomy of Crises], Moscow: Science.
- Bessonov V.A. (2003) *Vvedenie v analiz rossiiskoi makroekonomicheskoi dinamiki perekhodnogo perioda* [Introduction to the Analysis of Russian Macroeconomic Dynamics of the Transition Period], Moscow: Institute for the Economy in Transition.
- Bessonov V.A. (2005) *Problemy analiza rossiiskoi makroekonomicheskoi dinamiki perekhodnogo perioda* [The Problems of the Analysis of Russian Macroeconomic Dynamics of the Transition Period], Moscow: Institute for the Economy in Transition.
- Bessonov V.A. (2011) Analiz kratkosrochnykh tendentsii v rossiiskoi ekonomike: kak rasseyat' «tuman nastoyashchego»? [Analysis of Short-Term Trends in the Russian Economy: How to Clear the «Fog of the Present»]. *Voprosy ekonomiki*, no 2, pp. 93–108.
- Bobrov S.P. (1930) *Ekonomicheskaya statistika: vvedenie v izuchenie metodov obrabotki vremennykh ryadov ekonomicheskoi statistiki* [Economic Statistics: An Introduction to the Methods of Statistics of Time Series], Moscow – Leningrad: Gosizdat.
- Konyus A.A. (1933) Ekonomicheskaya kon'yunktura [Economic Conjuncture]. *Entsiklopedicheskii slovar' Russkogo bibliograficheskogo instituta Granat* [Encyclopedic Dictionary of the Russian Bibliography Institute Granat], 7th ed., Moscow, vol. 51, pp. 220–264.
- Mandel'shtam L.I. (1972) *Lektsii po teorii kolebanii* [Lectures on the Theory of Oscillations], Moscow: Science.
- Persons W.M. (1927) Korrelyatsiya vremennykh ryadov [Correlation of Time Series]. *Matematicheskie metody v statistike* [Mathematical Methods in Statistics] (ed. G.L. Ritts), Moscow: Ekonomicheskaya zhizn', pp. 303–324.
- Slutzky E.E. (1927) Slozhenie sluchainykh prichin kak istochnik tsiklicheskih protsessov [The Summation of Random Causes as the Source of Cyclic Processes]. *Voprosy kon'yunktury*, vol. 3, no 1, pp. 34–64.
- Hamming R.V. (1980) *Tsifrovye fil'try* [Digital Filters], Moscow: Sovetskoe radio.
- Bell W.R., Hillmer S.C. (1984) Issues Involved with the Seasonal Adjustment of Economic Time Series. *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 2, no 4, pp. 291–320.
- Bell W.R., Holan S.H., McElroy T.S. (eds.) (2012) *Economic Time Series: Modeling and Seasonality*, Chapman and Hall/CRC.
- Buono D. (2004) Outlier Detection, Seasonal Adjustment and Cycle Extraction in New Member States of European Union. *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, vol. 1, no 1, pp. 51–80.
- Carrion-i Silvestre J.L., Kim D., Perron P. (2009) GLS-Based Unit Root Tests with Multiple Structural Breaks Both under the Null and the Alternative Hypotheses. *Econometric Theory*, vol. 25, special issue 06, pp. 1754–1792.
- Dagum E.B. (1978) Modelling, Forecasting and Seasonally Adjusting Economic Time Series with the X-11-ARIMA Method. *Journal of the Royal Statistical Society, series D (The Statistician)*, vol. 27, no 3/4, pp. 203–216.
- den Butter F.A.G., Fase M.M.G. (1991) *Seasonal Adjustment as a Practical Problem*, Amsterdam: North-Holland.
- Findley D.F., Monsell B.C., Bell W.R., Otto M.C., Chen B.-C. (1998) New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal-Adjustment Program. *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 16, no 2, pp. 127–152.

- Fischer B. (1995) *Decomposition of Time Series. Comparing Different Methods in Theory and Practice*. Eurostat working group document.
- Gomez V., Maravall A. (1996) *Programs TRAMO (Time series Regression with Arima noise, Missing observations, and Outliers) and SEATS (Signal Extraction in Arima Time Series). Instructions for the User*. Working Paper 9628, Research Department, Banco de Espana.
- Gomez V., Maravall A. (2001) Seasonal Adjustment and Signal Extraction in Economic Time Series. Peña D., Tiao G.C., Tsay R.S. (eds.) *A Course in Time Series Analysis*, New York: J. Wiley and Sons, ch. 8, pp. 202–246.
- Harvey D.I., Leybourne S.J. (2013) *Break Date Estimation for Models with Deterministic Structural Change*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, doi: 10.1111/obes.12037.
- Hood C.C.H., Ashley J.D., Findley D.F. (2000) *An Empirical Evaluation of the Performance of TRAMO/SEATS on Simulated Series*. Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section. Alexandria VA: American Statistical Association, pp. 171–176.
- Kapetanios G. (2005) Unit-root Testing Against the Alternative Hypothesis of up to m Structural Breaks. *Journal of Time Series Analysis*, vol. 26, no 1, pp. 123–133.
- Kuiper J. (1978) A Survey and Comparative Analysis of Various Methods of Seasonal Adjustment. *Seasonal Analysis of Economic Time Series* (ed. A. Zellner), Washington: U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census, pp. 59–94.
- Ladiray D., Quenneville B. (2001) *Seasonal Adjustment with the X-11 Method*, New York: Springer-Verlag.
- Perron P. (1997) Further Evidence from Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables. *Journal of Econometrics*, vol. 80, no 2, pp. 355–385.
- Pierce D.A. (1980) A Survey of Recent Developments in Seasonal Adjustment. *The American Statistician*, vol. 34, no 3, pp. 125–134.
- Saikkonen P., Lutkepohl H. (2002) Testing for a Unit Root in a Time Series with a Level Shift at Unknown Time. *Econometric Theory*, vol. 18, no 2, pp. 313–348.
- Shiskin J., Young A.H., Musgrave J.C. (1967) *The X-11 Variant of the Census Method II Seasonal Adjustment Program*. U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census. Technical Paper no 15.
- Slutzky E. (1937) The Summation of Random Causes as the Source of Cyclic Processes. *Econometrica*, vol. 5, no 2, pp. 105–146.
- Thury G., Wuger M. (1992) Outlier Detection and Seasonal Adjustment. *Empirica*, vol. 19, no 2, pp. 245–257.
- Yule G.U. (1927) On a Method of Investigating Periodicities in Disturbed Series, with Special Reference to Wolfer's Sunspot Numbers. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London. Series A, Containing Papers of a Mathematical or Physical Character*, vol. 226, pp. 267–298.
- Zivot E., Andrews D.W.K. (1992) Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10, no 3, pp. 251–270.