

Экономический журнал ВШЭ. 2015. Т. 19. № 2. С. 249–270.
HSE Economic Journal, 2015, vol. 19, no 2, pp. 249–270.

Об использовании фиктивных переменных для решения проблемы сезонности в моделях общего экономического равновесия¹

Пильник Н.П., Поспелов И.Г., Станкевич И.П.

В работе предложена методика устранения сезонности, предназначенная для подготовки данных к использованию в прикладных моделях общего экономического равновесия. На примере существующих методик корректировки сезонности в данных демонстрируется, что они не удовлетворяют требованию инвариантности к дефлированию, что затрудняет их использование в моделях указанного типа. Показана невозможность одновременного выполнения свойств аддитивности и инвариантности к дефлированию (мультипликативности), что приводит к необходимости выбора одного из этих свойств в зависимости от специфики решаемой задачи.

Предлагаемая процедура моделирует сезонность как набор мультипликативных фиктивных переменных, что обеспечивает возможность не только устранять сезонность в данных, но и возвращать ее на этапе прогнозирования для получения оценок наблюдаемых величин. Помимо этого, процедура оснащена детектором выбросов, благодаря чему она оказывается устойчива к различного рода шумам и выбросам в данных. Проводится проверка работоспособности предложенной процедуры на данных, сезонная компонента которых не эволюционирует, и сравнение ее с процедурой Х12 по ряду критериев при помощи метода Монте-Карло. Показано, что в рамках выбранного класса задач, связанных с калибровкой моделей общего экономического равновесия, предлагаемая методика по качеству сопоставима с процедурой

¹ Авторы выражают глубокую признательность за ценные комментарии В.А. Бессонову, **Э.Б. Ершову**, Г.Г. Канторовичу.

Исследование выполнено при финансовой поддержке РГНФ в рамках научно-исследовательского проекта РГНФ 14-02-12019 («Мониторинг системы финансовых балансов экономики России»).

Пильник Николай Петрович – к.э.н., старший преподаватель кафедры математической экономики и эконометрики НИУ ВШЭ. E-mail: u4d@yandex.ru

Поспелов Игорь Гермогенович – д.ф.-м.н., профессор НИУ ВШЭ, член-корр. РАН, заведующий отделом ВЦ РАН. E-mail: pospeli@yandex.ru

Станкевич Иван Павлович – магистр экономики, преподаватель кафедры математической экономики и эконометрики НИУ ВШЭ. E-mail: vpvstankevich@yandex.ru

X12, прежде всего, с точки зрения устойчивости к шумам в данных и сохранения статистических свойств ряда. Приводится несколько примеров использования процедуры на реальных данных. Полученные результаты позволяют сделать вывод о применимости рассматриваемой процедуры к корректировке сезонности в данных специального типа в целях дальнейшего их использования при построении макроэкономических моделей.

Ключевые слова: сезонность; сезонная корректировка; анализ временных рядов.

Введение

В макроэкономической статистике сезонные колебания показателей – явление крайне частое и принципиальное. Причины возникновения сезонных колебаний в данных достаточно просты: это, прежде всего, климатические и институциональные факторы. Климат влияет на сельское хозяйство, потребление (и производство) электроэнергии, туризм, строительство и другие сектора экономики. Институциональные факторы, такие как выходные и праздничные дни, конец квартала и года, определяют пики в показателях деятельности целого ряда отраслей (к примеру, розничной торговли). Кроме того, в качестве отдельной причины выделяют также ожидания сезонности, которые сами по себе провоцируют колебания либо служат их усилению (см., например, [Granger, 1979]).

Столь же хорошо известны и основные негативные последствия наличия в данных сезонности. Это проблемы с идентификацией трендов (особенно краткосрочных, которые могут быть незаметны на фоне сильных сезонных колебаний); высокая вероятность получения кажущихся регрессий (при оценке взаимосвязи между рядами с выраженной сезонностью); дополнительная дисперсия в данных ([ibid]). Все это может негативно отразиться на точности оцениваемых по таким данным моделей.

Особенную специфику проблема учета сезонных колебаний приобретает в прикладных моделях общего экономического равновесия (CGE, DSGE, CAPЭ [Андреев, Вржеш, Пильник, 2013]). Сложность калибровки системы, содержащей алгебраические и дифференциальные уравнения, а также неравенства и иногда стохастические переменные, практически исключает возможность воспроизведения сезонности в рамках модели. Оставшийся вариант – обработка данных перед калибровкой – предъявляет к используемой процедуре устранения сезонности требование выполнения модельных соотношений, справедливых для исходных данных, на данных, очищенных от сезонности. К сожалению, наиболее распространенные способы устранения сезонности существенно затрудняют калибровку и прогнозирование при использовании данного класса моделей, что ставит вопрос о необходимости разработки некоторой отдельной процедуры.

Для учета сезонности при моделировании экономических процессов используются два подхода: либо более или менее независимо от рассматриваемой экономической модели из исходных данных удаляется сезонность и моделируется не содержащая сезонности динамика показателей, либо сама модель строится так, чтобы воспроизвести наблюдаемую сезонность. В качестве примера первого подхода можно привести выделение сезонности (подробнее см., к примеру, [Granger, 1979]). В таком случае путем последовательного применения к временному ряду разного вида фильтров можно получить его

разложение на сезонную, трендовую и нерегулярную компоненты. При этом предполагается либо аддитивная

$$(1) \quad Y_t = U_t + S_t + E_t,$$

либо мультипликативная форма сезонности

$$(2) \quad Y_t = U_t S_t E_t,$$

где Y_t – исходный ряд данных; U_t – трендовая компонента; S_t – сезонная компонента, которая должна быть по смыслу близка к периодической функции времени; E_t – случайная компонента.

Основные процедуры, использующиеся для удаления сезонной компоненты из данных, – это процедуры семейства X-11 (X-12, X-12ARIMA и другие модификации) и TRAMO/SEATS. Методы семейства X-11 основаны на линейной фильтрации данных: при помощи набора фильтров процедура в несколько итераций выделяет трендовую, сезонную и нерегулярную компоненты. В зависимости от конкретной процедуры могут варьироваться наборы фильтров и дополнительные функции (к примеру, детектирование выбросов или построение вспомогательных ARIMA-моделей для борьбы с проблемой крайних точек). TRAMO/SEATS автоматически (на основе BIC и с предпочтением «сбалансированных», с равным количеством лагов в AR и MA частях, моделей) подбирает модель, наилучшим образом описывающую данные, и на основе полученных оценок подбирает фильтры для устранения сезонности. Оба этих метода позволяют моделировать и удалять сезонность сложной формы, с эволюционирующей сезонной волной и выбросами разного рода, и получать в качестве результата ряды данных, по которым удобно проводить анализ тенденций, не искажаемых сезонными колебаниями.

Несмотря на определенную критику, касающуюся, как правило, отдельных нюансов работы процедур (к примеру, в статье [Бессонов, Петроневич, 2013] отмечено, что процедуры удаления сезонности могут порождать ложные сигналы в данных, в работе [Matas-Mir, Osborn, Lombardi, 2008] отмечается их склонность занижать глубину рецессии и смещать точку ее окончания, в статье [Ghysels, Perron, 1993] указывается на смещение в тестах на единичные корни, если проводить их на сглаженных данных, в исследовании [Bruce, Jurke, 1996] демонстрируется неустойчивость X-12-ARIMA к выбросам и структурным сдвигам), они остаются основным инструментом для удаления сезонности из данных. Другие подходы обычно остаются узкоспециализированными и используются при решении частных задач, где на процедуру удаления сезонности накладываются дополнительные требования (к примеру, в статье [Back, Prokorszuk, Rudolf, 2013] используется функция синуса для моделирования сезонности в ценах на товарные опционы, при этом сезонность предполагается как в уровне ряда, так и в его волатильности). К такого рода процедурам относится и предлагаемая в данной работе.

Как правило, в моделях общего равновесия используются квартальные или годовые данные. На годовых данных проблема учета сезонности по понятным причинам не актуальна, а месячные данные не используются в связи с тем, что по части наиболее значимых статистических рядов они с таким шагом по времени вообще не рассчитываются (например, ВВП или до недавнего времени платежный баланс). Более того, если

речь идет о российских данных (и, судя по всему, это верно для большинства переходных и развивающихся экономик), то проблема эволюции сезонной компоненты по естественным причинам оказывается гораздо менее значимой, чем ее резкая смена, связанная с изменением методики расчета показателей. Например, для уже упомянутого выше ВВП и его компонент крайне принципиальна смена базового года при расчете индексов физического объема.

Наконец, еще одним принципиальным с точки зрения использования стандартных процедур выделения сезонности фактором является малость временного отрезка, на котором статистические данные по отдельному показателю можно считать однородными. Так, например, для моделей российской экономики, нацеленных на прогнозирование, приходится использовать данные самое раннее с 2000 г. То есть в пересчете на квартальный шаг мы имеем отрезок времени, содержащий 60 точек наблюдений, включающий две смены базового года (2003 и 2008 гг.) и два кризиса (конец 2008 и 2014 гг.). Соответственно на временных отрезках такой длины и такой природы проблема эволюции сезонной волны становится значительно менее актуальной, чем при работе, к примеру, с заметно более длинными американскими данными.

В этой связи целью данной работы является формулировка процедуры, позволяющей выделять сезонную компоненту таким образом, чтобы скорректированные ряды удовлетворяли ряду требований, являющихся специфической особенностью именно моделей общего равновесия (стоит заметить, что стандартные процедуры этим требованиям не удовлетворяют, так как изначально нацелены на задачи другого рода), и отличающейся относительной простотой, позволяющей работать с данными, свойства которых были описаны выше. При этом предложенную процедуру следует считать весьма узкоспециализированной – напрямую она не приспособлена для решения задач оперативного мониторинга развития экономики.

В разделе 1 настоящей статьи на примере составляющих макроэкономического баланса ВВП по элементам использования (МБИ) продемонстрированы основные проблемы, с которыми сталкиваются процедуры выделения сезонной компоненты в моделях общего экономического равновесия. В разделе 2 предложена процедура выделения сезонности, основанная на использовании фиктивных переменных и позволяющая проводить корректировку данных для использования их в указанном классе моделей. В разделе 3 исследуются основные свойства предложенной процедуры, в том числе за счет сопоставления с процедурой X12 на специально сгенерированных рядах, повторяющих свойства наиболее часто используемых в нашем случае данных. В этом же разделе приводятся результаты выделения сезонной компоненты из элементов ВВП России по использованию. В заключении приводятся выводы.

1. Выделение сезонности при макроэкономическом моделировании

Еще раз подчеркнем, что мы будем говорить о выделении сезонности при подготовке данных для калибровки макроэкономических моделей. Следует заметить, что при всей сложности современных прикладных моделей общего экономического равновесия (CGE, DSGE [Christoffel, Coenen, Warne, 2008; Kumhof, Laxton, Muir, Mursula, 2010], CAPЭ [Андреев, Вржещ, Пильник, 2013]) процедурам подготовки и подстановки в них статистических данных уделяется поразительно мало внимания. Вплоть до того, что вопрос стати-

стического аналога используемых модельных переменных (и вообще существования такого) поднимается непосредственно перед этапом калибровки и сводится к прямой подстановке готовых временных рядов. Это выглядит странно, поскольку практически игнорируется этап проверки базовых соотношений моделей на данных, которые будут использоваться для калибровки разрешенной системы. Соответственно, если эти данные не согласуются, например, с балансами модели, проблемы возникнут даже не на этапе поиска коэффициентов, минимизирующих некоторую взвешенную ошибку, а при поиске хотя бы одного набора коэффициентов, удовлетворяющих исходным уравнениям. Как показывает практика, невысокое качество подгонки таких моделей по сравнению с эконометрическими во многом объясняется именно повышенными требованиями первых к используемым данным.

Возникающая здесь проблема связана с тем, что и модельные, и фактические ряды удовлетворяют одним и тем же по смыслу и по виду соотношениям (например, балансовым), но эти соотношения могут не сохраняться при устранении сезонности из фактических данных. Эту проблему и предлагаемое для нее решение лучше всего проиллюстрировать на примере макроэкономического баланса по использованию (МБИ), который присутствует практически во всех макроэкономических моделях. Хотя многие из них оперируют исключительно реальными показателями, мы полагаем, что прикладная модель современной национальной экономики должна учитывать ее институциональные особенности, а для этого должна содержать описание как реального сектора, так и финансовой системы.

Статистические службы представляют МБИ и в реальном, и в номинальном выражении. **МБИ в реальном выражении** можно записать как

$$(3) \quad Y_t = J_t + C_t + G_t + E_t - I_t + \Delta_t,$$

где Y_t – ВВП; J_t – валовое накопление основного капитала; C_t – потребление домохозяйств; G_t – государственное потребление; E_t – экспорт; I_t – импорт; Δ_t – изменение запасов, которое мы в данном случае объединяем со статистическим расхождением. Тогда **МБИ в номинальном выражении** запишется как

$$(4) \quad p_t^Y Y_t = p_t^J J_t + p_t^C C_t + p_t^G G_t + p_t^E E_t - p_t^I I_t + \tilde{\Delta}_t,$$

где $p_t^Y, p_t^J, p_t^C, p_t^G, p_t^E, p_t^I$ – **дефляторы** соответствующих статей, а $\tilde{\Delta}_t$ – изменение запасов и статистическое расхождение номинального баланса. Для величины $\tilde{\Delta}_t$ дефлятор не указывается, поскольку эта величина меняет знак, и дисбалансы потоков Δ_t и $\tilde{\Delta}_t$ могут даже иметь разные знаки (например, вторые кварталы 2010 и 2012 гг.)! Именно по этому признаку мы в данном случае объединяем статистическое расхождение и изменение запасов.

Балансы (3), (4) выполняются в исходных данных (и в текущих, и в постоянных ценах), содержащих сезонность. В модели для соответствующих переменных, входящих в (3, 4), выполняются аналогичные балансы, причем дефляторы в (4) интерпретируются как **индексы цен** [Андреев, Вржеш, Пильник, 2013].

Для России статистические данные по соответствующим друг другу отдельным слагаемым балансов (3) и (4) ведут себя качественно различно. На квартальных данных составляющие реального МБИ (3) демонстрируют ярко выраженную сезонность (максимальна разница четвертого и первого кварталов). В то же время соответствующие дефляторы показателей МБИ (4) на тех же квартальных данных по большей части изменяются плавно. Прямая подстановка в модель таких данных, содержащих сезонную компоненту, приводит к тому, что при калибровке процедура минимизации отклонений подстраивает сезонные пики показателей реального сектора так, чтобы полученный итог мог быть сопоставим (в том числе по гладкости) с финансовыми показателями. В результате фактически мы теряем тренды и вместо задуманного содержательного описания экономической динамики получаем при расчетах в основном имитацию сезонных колебаний.

Таким образом, оказывается необходимым устранять сезонность и в реальных потоках, и в дефляторах. В идеале для этого нужна процедура, которая была бы одновременно **аддитивной**,

$$(5) \quad \langle X + Y \rangle_t = \langle X \rangle_t + \langle Y \rangle_t,$$

и **мультипликативной**

$$(6) \quad \langle X \cdot Y \rangle_t = \langle X \rangle_t \cdot \langle Y \rangle_t.$$

Здесь и везде далее для ряда, полученного сезонной корректировкой ряда X , будем использовать обозначение $\langle X \rangle$.

Требование (5) позволит сохранять после сезонной корректировки аддитивные ограничения типа (3, 4), а требование (6) – ограничения, использующие мультипликативные преобразования, такие как, например, равенство показателя в текущих ценах производству показателя в постоянных ценах на соответствующий дефлятор. Однако, как показано в Приложении, свойства (5) и (6) в совокупности фактически несовместимы уже с простейшими требованиями к свойствам процедуры удаления сезонности².

Предложение рассчитывать дефляторы, опираясь не на исходные данные, а на уже скорректированные, приводит к противоречию с требованием (6), т.е. фактически вносит систематическую ошибку. Кроме того, становится совершенно непонятной интерпретация полученного таким способом показателя, рассчитываемого как сложная дробно-рациональная функция от значений дефлятора в ближайшие моменты времени с переменными коэффициентами.

Пусть Y_t – реальный, а X_t – номинальный квартальный ВВП России в период с I квартала 1995 г. по III квартал 2014 г. Посмотрим на этом примере, насколько скорректированный стандартным образом дефлятор $\langle p \rangle_t = \langle X/Y \rangle_t$ отличается от дефлятора скорректированных потоков $\tilde{p}_t = \langle X \rangle_t / \langle Y \rangle_t$. Для проверки были выбраны две самые

² Подробнее про аксиоматику удаления сезонности см. Приложение.

популярные процедуры корректировки: X12 и TRAMO/SEATS³. Результаты представлены на рис. 1. Черная линия показывает отношение темпов роста $\langle p \rangle_t / \tilde{p}_t$ для TRAMO/SEATS, а серая – для X12.



Рис. 1. Расхождение оценок дефлятора для TRAMO/SEATS и X12

Видно, что желательного совпадения нет. Расхождения достаточно значительны, особенно для процедуры TRAMO/SEATS, для которой разница в начале ряда достигает 3%, а в середине ряда часто превышает 1%. И если первое расхождение еще может быть списано на расхождения, часто возникающие на краях ряда, то наблюдающееся в середине – это явный огрех процедуры. Стоит также заметить, что пики на конце ряда для TRAMO/SEATS – это не остаточная сезонность, они наблюдаются в разные кварталы в разные годы (в первый, во второй и в третий). Метод X12 выглядит несколько лучше, хотя тоже не идеально.

Все вышесказанное вынудило нас отказаться от стандартных методик выделения сезонности при работе с прикладными моделями общего экономического равновесия и разработать специальную процедуру. Основная ее идея состоит в том, чтобы использовать мультипликативную корректировку сезонной составляющей для отдельных статей (4), а выполнение самих балансов обеспечивать за счет дополнительного дефлирования накопления запасов $\tilde{\Delta}_t$. Для этого предлагается раскладывать Δ_t в (3) и $\tilde{\Delta}_t$ в (4) на непосредственно не наблюдаемые положительную и отрицательную составляющие.

³ При этом в настройках была выбрана мультипликативная модель. Детектор выбросов включен. Большинство настроек, касающихся видов фильтров и подбора моделей, определены автоматически самими процедурами.

Кроме того, мы считаем очень важным не просто устранять сезонность из данных, а еще и моделировалась ее структура явным образом. К сожалению, использование мультипликативной сезонности серьезно ограничивает нас с точки зрения использования периодических тригонометрических функций (частное двух синусов не равно синусу), поэтому было решено остановиться на использовании набора квартальных фиктивных переменных.

2. Описание процедуры выделения сезонности с детектором выбросов и ее свойства

Ниже предполагается, что нам известен конечный, но достаточно длинный ряд квартальных данных некоторого показателя X_t , $t \in 1, \dots, T$. Процедура с детектором выбросов оценивает сезонность в несколько шагов.

- Проводится **промежуточное сглаживание** исходных данных по пяти точкам при помощи мультипликативного аналога симметричной скользящей средней:

$$\tilde{X}_t = X_{t-2}^{\frac{1}{8}} X_{t-1}^{\frac{1}{4}} X_t^{\frac{1}{4}} X_{t+1}^{\frac{1}{4}} X_{t+2}^{\frac{1}{8}}, \quad t = 3, \dots, T-2.$$

Веса у «дальних» наблюдений выбраны меньшими, чем у «ближних» наблюдений с целью центрирования преобразования. Оно оказывается несмещенным ни в будущее, ни в прошлое при условии сохранения периода сезонной корректировки не меньше года длиной. Потеря наблюдений на концах на этом этапе (по два слева и справа), как будет видно ниже, для более или менее длинных рядов не критична. Свойства этого фильтра в данном контексте не представляют большого интереса, потому что этот этап является промежуточным, и итоговый фильтр будет иметь другие свойства.

- Вычисляется **ряд осцилляций** (отклонений от тренда) как частное от деления исходных данных на сглаженные данные.

$$\hat{X}_t = \frac{X_t}{\tilde{X}_t}, \quad t = 3, \dots, T-2.$$

- Вычисляется **средняя по годам осцилляция** для каждого квартала

$$(7) \quad \bar{E}X_k = \sqrt[N]{\prod_{n=1}^N \hat{X}_{n+k-1}}, \quad k = 1, 2, 3, 4,$$

где N – число полных годовых периодов в интервале $t \in [3, T-2]$, а n – номера первых кварталов этих периодов в общем ряду номеров кварталов. Вычисляется также оценка **дисперсии** этой величины

$$\bar{D}X_k = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N (\bar{E}X_k - \hat{X}_{n+k-1})^2.$$

• Производится **детектирование выбросов**: из дальнейших расчетов выбрасываются те наблюдения, для которых значение осцилляции \hat{X}_t в квартале k года n , $n + k - 1 = t$, отличается от среднего $\bar{E}X_k$ больше чем на 2 стандартных отклонения $2 \cdot \sqrt{\bar{D}X_k}$. Принципиально важно, чтобы у переменных, связанных мультипликативным соотношением, например, реальных потоков и соответствующих дефляторов, множества моментов выбросов совпадали. Достигается это объединением множеств выбросов. Будем считать, что $\tau = \{\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_k\}$ – моменты выбросов, а $T_i, i = 1, 2, 3, 4$ – множества моментов времени, приходящихся на i -й квартал.

По оставшимся «хорошим» наблюдениям (для i -го квартала – из множества $\bar{T}_i = T_i/\tau$) **переоценивается** средняя осцилляция (7) для каждого квартала.

Полученные средние отклонения (7) нормируются так, чтобы их произведение было равно единице.

$$(8) \quad \bar{X}_k = \frac{\bar{E}X_k}{\sqrt[4]{\prod_{m=1}^4 \bar{E}X_m}}, \quad k = 1, 2, 3, 4.$$

• Полученный набор из четырех индексов сезонности \hat{X}_k используется для удаления сезонности из данных

$$(9) \quad \langle X \rangle_t = \frac{X_t}{\bar{X}_{k(t)}}$$

где $k(t)$ – номер квартала внутри года, к которому относится период t . Эти же коэффициенты используются для возвращения сезонности в полученные результаты. Что важно, корректируются, в том числе, и точки на краях периода наблюдения, которые не использовались на первом шаге.

Версия процедуры без детектора выбросов оказалась чувствительна к отдельным шокам и сдвигам уровня, что проявлялось в возникновении ложных сигналов в окрестности этих выбросов. К ложным сигналам относятся фиктивные шоки до и после шока истинного, неправильная идентификация начала и конца спада и его глубины – проблемы, давно известные и в той или иной степени свойственные всем процедурам сезонной корректировки. Причина их появления – учет при оценке уровня ряда в данный момент времени шоков, происходящих в другие моменты времени (в будущем или в прошлом). К сожалению, эти эффекты в какой-то степени неизбежны, потому что любая корректировка предполагает учет соседних точек. Именно с целью уменьшения их негативного влияния на качество оценок в предлагаемую процедуру был встроены указанный выше детектор выбросов.

Другая проблема, которую пришлось решать в процессе использования процедуры, объясняется периодической **сменой методологии расчета статистических показате-**

лей. Такая смена, связанная с изменением базового года и пересчетом всех рядов с его учетом, как правило, приводит к тому, что установившаяся модель сезонности сбивается и подменяется другой. Интересно отметить, что разложение в тригонометрические ряды «ловит» такую смену как период, не кратный 4. Поскольку сами моменты смены методологии известны, этап 4 описанной процедуры приходится проводить для получившихся отрезков независимо.

3. Оценка качества процедуры выделения сезонности

3.1. Тестирование процедуры на искусственных данных

В рамках исследования свойств и качества работы процедуры была проведена ее проверка на предмет устойчивости к разным видам шума и сдвигов в данных:

- входящий аддитивно шум;
- шум в амплитуде колебаний;
- «сдвиги» в тренде;
- выбросы в данных (одиночные);
- шум в фазе колебаний.

Процедура продемонстрировала достаточно высокую устойчивость (т.е. расхождения скорректированного ряда и истинного ряда невелики, характер тренда не меняется по сравнению с истинными рядами и четвертый (сезонный) лаг в скорректированных данных оказывается незначимым) ко всем видам шума в данных, кроме случая шума в фазе колебаний, который будет подробнее рассмотрен ниже. Шум в фазе цикла представляется нам менее важной проблемой (в контексте используемых в макроэкономических моделях рядов), поэтому наличие ее не является препятствием к использованию процедуры, хотя и являет собой интересный вопрос, достойный более подробного исследования. Гораздо более реалистичной проблемой выглядит скачок фазы в силу структурных изменений в экономике (либо в методике расчета показателей), но она легко решается оценением нескольких наборов сезонных дамми-переменных, что и делается при анализе реальных данных.

Рассмотрим результаты сопоставления предлагаемой процедуры сезонной корректировки и X12⁴ (с помощью метода Монте-Карло). В процессе использовался линейный тренд со случайным углом наклона, к нему мультипликативно добавлялась фиксированная сезонность как набор коэффициентов для каждого квартала, на которые умножается значение тренда. Среднее геометрическое таких коэффициентов за четыре квартала должно равняться единице, чтобы в среднем за год среднее геометрическое значение ряда оставалось неизменным по сравнению с трендом (см. (8)). Поверх тренда с сезонностью аддитивно (для усложнения условий работы процедуры) накладывался случайный нормальный шум (с нулевым средним и фиксированной дисперсией).

В качестве критерия точности процедуры устранения сезонности использовалась средняя по реализациям шума и тренда сумма квадратов отклонений исходного тренда

⁴ Расчеты велись с использованием пакета X12 и мультипликативной сезонности. При этом в качестве результата работы X12 брался компонент *final seasonally adjusted data (no final trend cycle)*, в который не включается нерегулярная компонента).

с шумом (тренд с шумом – это ряд с шумом, но без сезонности) от его оценки – ряда, очищенного от сезонности с помощью процедуры:

$$\text{Sum of Squares} = \sum_{i=1}^I \sum_{t=1}^T (X_t^{\text{real}} - \langle X \rangle_t)^2,$$

где I – общее число реализаций (2000); T – длина ряда (100 точек, что соответствует 25 годам для квартальных данных). Благодаря тому, что расхождение возводится в квадрат, критерий будет придавать большой вес отдельным выбросам.

В табл. 1 приведены результаты сравнения при помощи метода Монте-Карло мультипликативной процедуры с X12 на рядах с разного рода выбросами. Столбцы соответственно:

- ряд с аддитивным шумом;
- ряд с шумом в амплитуде сезонных компонент (добавление мультипликативного шума с периодическими статистическими характеристиками);
- ряд со сдвигом уровня;
- ряд с пиком (одиночным выбросом);
- ряд с шумом в фазе (в данном конкретном случае сезонность задавалась функцией синуса, в фазе присутствует шум +/-0,5 радиана).

Таблица 1.

Сравнение мультипликативной процедуры и X12

	Sum of Squares				
	шум	амплитуда	сдвиг	пик	фаза
X12	68,4	77,71	36,81	282,07	491,97
Процедура с фиктивными переменными	11,24	33,76	26,91	76,5	535,17

Как видно, для рассмотренных в данном случае рядов предложенная процедура на используемом типе данных работает несколько лучше, чем X12 в большинстве случаев, кроме шума в фазе. Можно заключить, что для рядов с выбросами и структурными сдвигами применение предлагаемой в данной работе процедуры выделения сезонности в классе исследуемых типов рядов при важности свойства инвариантности к дефлятированию является оправданным по сравнению с использованием стандартной процедуры X12. Вполне возможно, что данное свойство процедуры связано с принципиальным отказом от моделирования эволюции сезонных волн, что может вызывать систематические ошибки. Тем не менее, на наш взгляд, при решении задач, связанных с калибровкой моделей общего равновесия на квартальных данных (при расчете которых каждые 5–7 лет меняется методология расчета), эта опасность не является критической, тогда как более высокая точность работы процедуры сезонной корректировки может положительно сказаться на качестве работы оцениваемых моделей.

3.2. Сохранение статистических свойств ряда

Интерес представляет также сравнение предлагаемой процедуры с X12 с точки зрения сохранения статистических свойств исходного ряда. Как известно, стандартные процедуры корректировки приводят к значимым смещениям в тестах на единичные корни (см. [Ghysels, Perron, 1993]) в случае, если рассматриваемые ряды стационарны, что приводит к неверному определению типа ряда (тест принимает стационарный ряд за нестационарный). В рамках данной работы при помощи метода Монте-Карло было проведено сравнение смещений для мультипликативной процедуры и X12 для нескольких популярных тестов: Дики – Фуллера и Филиппа – Перрона. Исходные ряды генерировались как стационарные около линейного тренда, альтернативная гипотеза специфицировалась правильно (как TS).

Ниже приводятся графики функций распределения тестовых статистик для исходных (нескорректированных) рядов и рядов, скорректированных каждой из процедур, данные по 5000 итераций (рис. 2, 3).

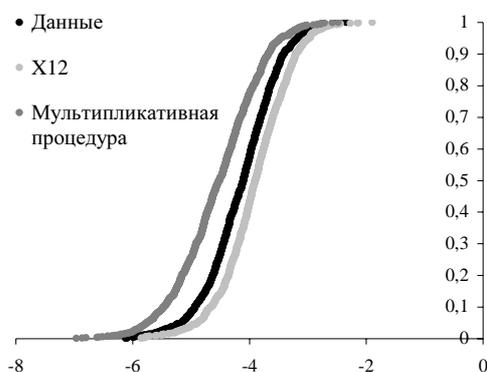


Рис. 2. Функции распределения тестовой статистики в тесте ADF

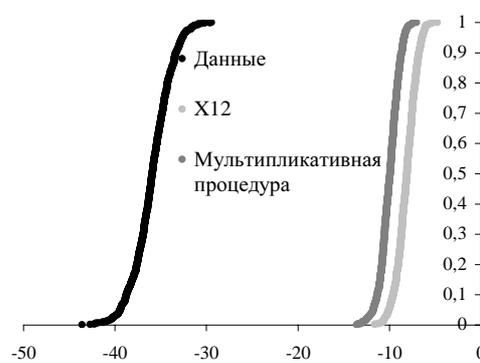


Рис. 3. Функции распределения тестовой статистики в тесте Филиппа – Перрона

Для теста Дики – Фуллера нулевая гипотеза (о наличии единичного корня) увереннее всего отвергается для рядов, скорректированных предлагаемой процедурой; реже всего – для рядов, скорректированных X12. Что интересно, на рядах, скорректированных предлагаемой процедурой, тест работает даже лучше, чем на исходных (нескорректированных) рядах. Такая же ситуация наблюдается и в случае тестирования на коинтеграцию при помощи процедуры Энгла – Гренджера: в случае наличия коинтеграции между двумя рядами гипотеза о наличии единичного корня в остатках (отсутствие коинтеграции) чаще всего отвергается для рядов, скорректированных предложенной процедурой, реже всего – для рядов, скорректированных X12.

При использовании теста Филиппа – Перрона отвержение нулевой гипотезы о наличии единичного корня также происходит увереннее для рядов, скорректированных предложенной процедурой, чем для рядов, скорректированных X12, хотя лучшие ре-

зультаты получаются по нескорректированным рядам. Стоит отметить, что для всех трех случаев тип рядов определяется правильно на любом (разумном) уровне значимости.

3.3. Тестирование процедуры на статистических данных

Интерес представляет сравнение рядов, скорректированных предлагаемой процедурой, с официальными очищенными от сезонности данными Росстата (Росстат публикует в таком виде только ряды в постоянных ценах⁵, поэтому сравнивался только этот показатель, рис. 4, 5).

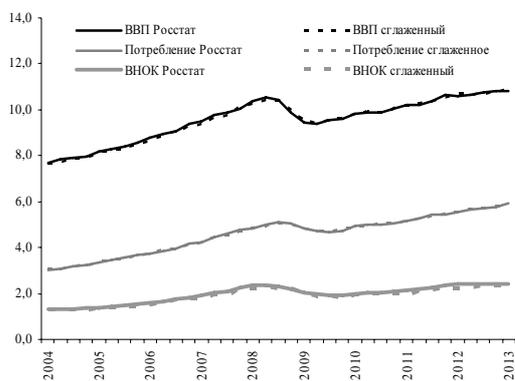


Рис. 4. ВВП, потребление, ВНОК – с Росстатом, трлн руб. в ценах 2008 г.

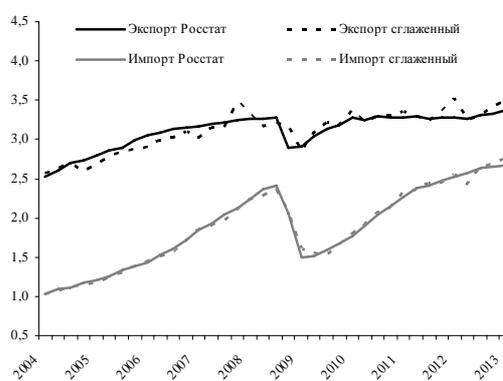


Рис. 5. Экспорт и импорт – с Росстатом, трлн руб. в ценах 2008 г.

Здесь можно сделать несколько интересных наблюдений. Некоторые ряды практически совпадают (ВВП, потребление домохозяйств, импорт), другие показывают расхождения (валовое накопление основного капитала (ВНОК) и особенно экспорт). Стоит заметить, что остаточные колебания в экспорте не носят сезонного характера: в разные годы пики наблюдаются в разные кварталы. При этом большая зашумленность экспорта не вызывает удивления: по сравнению с остальными, этот ряд является менее регулярным, потому что в значительной степени состоит из экспорта лишь трех групп продуктов (нефти и нефтепродуктов, газа и прочих) и можно ожидать, что он будет более подвержен шокам и случайным колебаниям.

Определенный интерес представляет также поведение скорректированных дефляторов (рис. 6, 7).

⁵ Интересно, что обусловило такой выбор. Возможно, причиной тому явилась нестабильность получаемых оценок. В пользу этого говорит и тот факт, что Росстат, в примечаниях к скорректированным данным, говорит, что обновление модели корректировки приводит к значительным изменениям в итоговых рядах, в силу чего эту модель Росстат обновляет только раз в год.

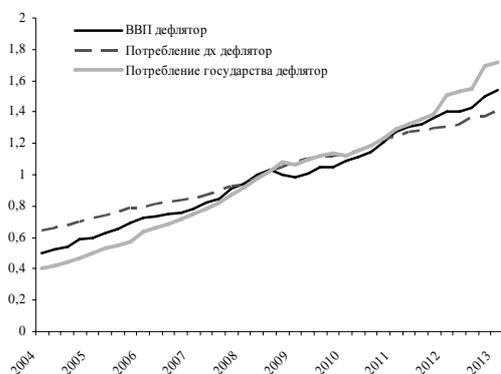


Рис. 6. Дефляторы, группа 1

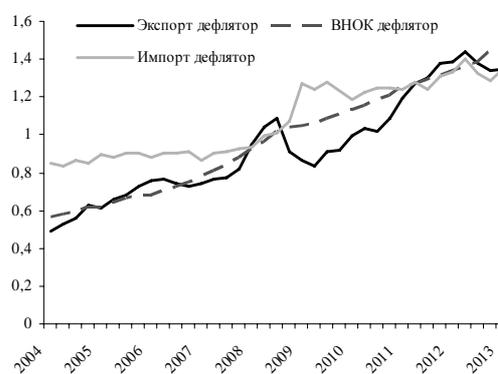


Рис. 7. Дефляторы, группа 2

Прежде всего, стоит отметить отсутствие ярко выраженной остаточной сезонности в большинстве дефляторов (экспорта и импорта – в меньшей степени, но и природа этих показателей не так ясна, а собственно экспорт с импортом значительно менее стабильны). Можно заметить, что дефлятор ВВП «просел» в конце 2008 – начале 2009 г., при том, что дефляторы потребления и ВНОК продолжали расти (снижение произошло за счет экспорта). Также после кризиса несколько замедлился рост дефлятора потребления, тогда как дефлятор государственных расходов, напротив, начал расти быстрее.

Предлагаемая процедура устранения сезонности не аддитивна, поэтому, строго говоря, баланс ВВП по использованию для скорректированных данных при использовании суммарного валового накопления сходиться не будет. Но эту проблему можно обойти, введя показатель, соответствующий скорректированному изменению запасов, рассчитываемому как разность между скорректированным ВВП и его скорректированными компонентами. Такой подход позволяет добиться выполнения балансовых равенств и для номинальных и для реальных показателей, сохранить и мультипликативность (для всех кроме последнего показателя), и аддитивность всех балансов. Что приятно, оценка показателя изменения запасов, рассчитанная из скорректированных рядов, и показатель, взятый из официальных данных Росстата, демонстрируют качественно схожее поведение (с поправкой на то, что один ряд скорректированный, а другой – с сезонностью, рис. 8).

Таким образом, даже несмотря на то, что скорректированный показатель изменения запасов был получен непрямым образом, он достаточно точно повторяет траекторию настоящего изменения запасов, а значит, не теряет своей смысловой нагрузки.

Можно сделать вывод о возможности применения процедуры к реальным данным: для большинства случаев не возникает проблем с качеством корректировки как исходных показателей, так и их дефляторов. Полученные скорректированные ряды пригодны как для анализа в исходном виде, так и для оценки на них моделей.

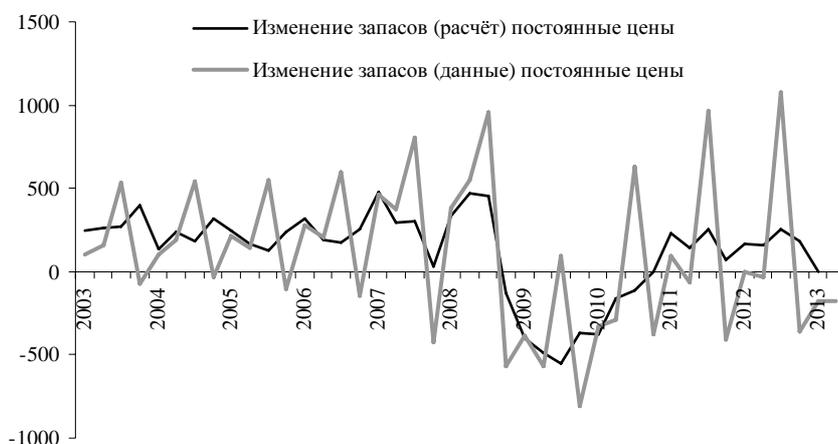


Рис. 8. Изменение запасов (расчет и данные)

Заключение

Подводя итог, можно сказать, что предлагаемая процедура не только обладает полезным свойством инвариантности к дефлированию, но и в ряде специальных случаев (отсутствие эволюции сезонных волн) не уступает по качеству корректировки популярной и широко применяемой на практике процедуре X12. Сравнение, проведенное при помощи метода Монте-Карло, показало, что при наличии шума и структурных сдвигов в данных мультипликативная процедура приближает истинный ряд не хуже, чем X12. Прежде всего, за счет того, что X12 выделяет не только сезонность, но и часть шумов, и полученная этой процедурой оценка нерегулярной компоненты ряда оказывается не совсем точной, тогда как предлагаемая процедура выделяет только сезонность. В сравнении с X12 на специально выбранном типе данных рассматриваемая процедура лучше сохраняет статистические свойства ряда (дает меньшие смещения в тестах на единичные корни). К недостаткам предлагаемой процедуры стоит отнести, прежде всего, проблемы с корректировкой рядов с большой волатильностью и непостоянной сезонностью, возникающие из-за жесткости в спецификации формы сезонности.

На основе этих результатов можно сделать вывод о возможности применения предлагаемой процедуры на практике для обработки данных с целью их дальнейшего использования при оценке макроэкономических моделей.

Приложение

Аксиоматика выделения сезонности

Приведенный в работе обзор ясно показывает, что «самого правильного» (универсального) способа выделения сезонности не существует. Многое зависит от цели, для которой обрабатываются данные. Например, если ряд используется для прогноза сам по себе, то важно учесть самые свежие данные, а потому используют скользящее среднее только по старым данным, которые заведомо смещают фазы спадов и подъемов. Если же речь идет об аналитическом исследовании, то важно сохранить именно фазы тренда и последние точки отбрасывают. Граница же между формальным выделением сезонности и содержательным моделированием экономического процесса оказывается размытой.

Если же речь идет о моделях общего экономического равновесия, то ситуация с выбором наиболее подходящей процедуры удаления сезонности выглядит еще сложнее. С одной стороны, исходная модель пишется в терминах, используемых в экономической теории (ВВП, потребление, инвестиции, инфляция и другие). И в рамках теоретических выкладок (решения задач агентов, поиска равновесия в модели), как правило, подразумевается, что на этапе калибровки модели из статистики можно будет взять уже готовые ряды данных, описывающих те же самые показатели, обладающие всеми подразумеваемыми свойствами (которые, как правило, даже и не формулируются).

С другой стороны, статистические службы предоставляют данные, методология расчета которых может сильно затруднять их прямое использование в модели, а обработка стандартными методами приводит вообще к невозможности использовать численные методы оптимизации. Ниже на примере макроэкономического баланса по использованию этот факт будет наглядно продемонстрирован.

По этой причине мы сочли целесообразным, как это принято в математике, определить процедуру выделения сезонности набором требований-аксиом, подобных, например, работе [Колмогоров, 1985]. Однако ввиду того, что принятые методы устранения сезонности носят явно эвристический характер, мы ставим эти требования не как обязательные, а как желательные и располагаем их в порядке убывания «обязательности». При этом пока мы для простоты игнорируем трудности, связанные с ограниченностью ряда наблюдений и рассматриваем временной ряд данных Y_t , неограниченный в обе стороны: $t = \dots - 1, 0, 1, \dots$. Тогда процедура выделения (устранения) сезонности формально представляет собой преобразование ряда Y_t в очищенный ряд $\langle Y \rangle_t = \langle Y_t \rangle$, а требования мы накладываем на свойства этого преобразования.

Сохранение константы. Все известные методы устранения сезонности «согласны» с тем, что постоянный ряд $Y_t = c$ сезонности не содержит

$$(10) \quad \langle c \rangle_t = c.$$

Однородность, иначе – независимость от выбора единицы измерения показателя

$$(11) \quad \langle c \cdot Y \rangle_t = c \cdot \langle Y \rangle_t.$$

Независимость от исторического времени (инвариантность к сдвигу ряда на τ шагов)

$$(12) \quad \langle Y_{t+\tau} \rangle = \langle Y \rangle_{t+\tau}.$$

Определенность (идемпотентность). Если мы выделили сезонность, то в очищенном ряде не должно быть сезонной составляющей

$$(13) \quad \langle \langle Y \rangle \rangle_t = \langle Y \rangle_t.$$

Например, таким свойством обладают частичные суммы рядов Фурье-разложений, в частности, регрессии с сезонными дамми. Однако популярные скользящие средние свойству (13) не удовлетворяют. Поэтому, например, метод Х12 повторяет усреднение два раза.

Периодичность. Свойства (10–13) можно отнести к любой процедуре сезонной корректировки. Выделение сезонности характеризуется еще тем, что сезонная компонента периодична

$$Y_t - \langle Y \rangle_t = Y_{t-\theta} - \langle Y \rangle_{t-\theta} \text{ для (1),}$$

$$\frac{Y_t}{\langle Y \rangle_t} = \frac{Y_{t-\theta}}{\langle Y \rangle_{t-\theta}} \text{ для (2),}$$

где θ – период времени, равный календарному году.

Сохранение годового прироста/темпа роста. Периодичность не гарантирует отсутствия систематического смещения в выделенной сезонной составляющей. Некоторой защитой от смещения служит требование

$$\sum_{\tau=t}^{\tau=t+\theta} Y_{\tau} = \sum_{\tau=t}^{\tau=t+\theta} \langle Y \rangle_{\tau} \text{ или } \prod_{\tau=t}^{t+\theta} \frac{Y_{\tau+1}}{Y_{\tau}} = \prod_{\tau=t}^{t+\theta} \frac{\langle Y \rangle_{\tau+1}}{\langle Y \rangle_{\tau}}.$$

Утверждение 1. Если процедура выделения сезонности одновременно аддитивна (5) и мультипликативна (6), сохраняет константу (10) и инвариантна к сдвигу по времени (12) и изменению масштаба (11), то она сводится к сдвигу ряда по времени $\langle Y \rangle_t = Y_{t+\tau}$.

Доказательство. Рассмотрим бесконечный набор рядов

$$\dots, \delta^{(-1)}, \delta^{(0)}, \delta^{(1)}, \dots, \delta_t^{(k)} = \begin{cases} 1 & t = k \\ 0 & t \neq k. \end{cases}$$

Поскольку $\delta_t^{(k)} \cdot \delta_t^{(k)} = \delta_t^{(k)}$, из (6) следует, что $\langle \delta^{(k)} \rangle_t^2 = \langle \delta^{(k)} \rangle_t$, т.е. скорректированный ряд может принимать значения только ноль или единица

$$\langle \delta^{(k)} \rangle_t = 0, 1.$$

Поскольку $\delta_{t+\tau}^{(k)} = \delta_t^{(k-\tau)}$, из (12) следует, что скорректированные ряды $\langle \delta^{(k)} \rangle$ получаются друг из друга сдвигом

$$\langle \delta^{(k)} \rangle_t = \langle \delta^{(0)} \rangle_{t-k}.$$

Но при $k \neq j$ $\delta_t^{(k)} \cdot \delta_t^{*(j)} = 0$, и в силу (6), (10)

$$\langle 0 \rangle_t = 0 = \langle \delta^{(k)} \rangle_t \cdot \langle \delta^{(j)} \rangle_t.$$

(Ряды $\langle \delta^{(k)} \rangle$ дизъюнкты при разных k .)

Тождественно равным нулю ряд $\langle \delta^{(0)} \rangle_t$ быть не может, поскольку из (10), (11), (5) и (6)

$$1 = \langle 1 \rangle_t = \left\langle \sum_k 1 \cdot \delta^{(k)} \right\rangle_t = \sum_k 1 \cdot \langle \delta^{(k)} \rangle_t = \sum_k 1 \cdot \langle \delta^{(0)} \rangle_{t-k} = \sum_k 1 \cdot \langle \delta^{(0)} \rangle_t.$$

Если же ряд $\langle \delta^0 \rangle_t$ содержит хотя бы две единицы, то какие-то два из его сдвигов не будут дизъюнкты.

Таким образом, ряд $\langle \delta^0 \rangle_t$ содержит ровно одну единицу

$$\langle \delta^0 \rangle_\tau = 1, \langle \delta^0 \rangle_t = 0 \text{ при } t \neq \tau$$

и, поскольку для любого ряда Y $Y_t = \sum_k Y_k \cdot \delta_t^{(k)}$, в силу (10), (11), (12), (6)

$$\langle Y \rangle_t = \sum_k Y_k \cdot \langle \delta^{(k)} \rangle_t = \sum_k Y_k \cdot \langle \delta^{(0)} \rangle_{t-k} = Y_{t+\tau}.$$

Утверждение 2. Предложенная процедура обеспечивает выполнение и требований (10–13) и обладает свойством мультипликативности (6).

Доказательство. В нем нуждается только свойство идемпотентности (13), поскольку остальное выполняется очевидным образом. Предположим, что процедура уже

была применена один раз и на основе исходного ряда X_t был получен ряд без сезонности $\langle X \rangle_t$ и квартальные коэффициенты \bar{X}_k . На первом шаге получаем с учетом (9) ряд (здесь и далее в доказательстве двойные индексы означают, что ряды получены на втором шаге и могут отличаться от аналогичных рядов первого шага)

$$\tilde{X}_t = \langle X \rangle_{t-2}^{\frac{1}{8}} \langle X \rangle_{t-1}^{\frac{1}{4}} \langle X \rangle_t^{\frac{1}{4}} \langle X \rangle_{t+1}^{\frac{1}{4}} \langle X \rangle_{t+2}^{\frac{1}{8}} = \frac{X_{t-2}^{\frac{1}{8}} X_{t-1}^{\frac{1}{4}} X_t^{\frac{1}{4}} X_{t+1}^{\frac{1}{4}} X_{t+2}^{\frac{1}{8}}}{\bar{X}_{k(t-2)}^{\frac{1}{8}} \bar{X}_{k(t-1)}^{\frac{1}{4}} \bar{X}_{k(t)}^{\frac{1}{4}} \bar{X}_{k(t+1)}^{\frac{1}{4}} \bar{X}_{k(t+2)}^{\frac{1}{8}}}, \quad t = 3, \dots, T-2.$$

Знаменатель в силу нормировки (8) равен единице, поэтому $\tilde{X}_t = \hat{X}_t$. Ряд осциллирующий будет равен

$$\hat{X}_t = \frac{\langle X \rangle_t}{\tilde{X}_t} = \frac{X_t / \bar{X}_{k(t)}}{\hat{X}_t} = \frac{\hat{X}_t}{\bar{X}_{k(t)}}, \quad t = 3, \dots, T-2.$$

Соответственно, **средняя по годам осцилляция** для каждого квартала

$$\bar{\bar{E}}X_k = \sqrt[N]{\prod_{n=1}^N \hat{X}_{n+k-1}} = \sqrt[N]{\prod_{n=1}^N \frac{\hat{X}_{n+k-1}}{\bar{X}_k}} = \frac{\bar{E}X_k}{\bar{X}_k}, \quad k = 1, 2, 3, 4.$$

Наконец, на этапе нормировки коэффициентов с учетом (8) получаем, что

$$\bar{\bar{X}}_k = \frac{\bar{\bar{E}}X_k}{\sqrt[4]{\prod_{m=1}^4 \bar{\bar{E}}X_m}} = \frac{\bar{E}X_k / \bar{X}_k}{\sqrt[4]{\prod_{m=1}^4 \bar{E}X_m / \bar{X}_m}} = \frac{\sqrt[4]{\prod_{m=1}^4 \bar{E}X_m}}{\sqrt[4]{\prod_{m=1}^4 \bar{E}X_m}} = 1, \quad k = 1, 2, 3, 4,$$

т.е., коэффициенты после повторного применения процедуры равны единице, а очищенный от сезонности ряд совпадает с результатом первого применения процедуры, что и доказывает Утверждение 2.

* *
*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

Андреев М.Ю., Вржец В.П., Пильник Н.П., Поспелов И.Г., Хохлов М.А., Жукова А.А., Радионов С.А. Модель межвременного равновесия экономики России, основанная на дезагрегировании макроэкономического баланса // Труды семинара им. И.Г. Петровского. Вып. 29. М.: Изд-во Моск. ун-та, 2013. С. 43–145.

Бессонов В.А., Петрович А.В. Сезонная корректировка как источник ложных сигналов // Экономический журнал ВШЭ. 2013. Т. 17. № 4. С. 554–584.

Колмогоров А.Н. Математика и механика // Избранные труды / отв. ред. С.М. Никольский, сост. В.М. Тихомиров. М.: Наука, 1985. Т. 1. С. 136–138.

Back J., Prokopczuk M., Rudolf M. Seasonality and the Valuation of Commodity Options // Journal of Banking & Finance. 2013. Vol. 37. № 2. P. 273–290.

Bruce A.G., Jurke S.R. Non-Gaussian Seasonal Adjustment: X-12-ARIMA versus Robust Structural Models // Journal of Forecasting. 1996. Vol. 15. № 4. P. 305–328.

Christoffel K., Coenen G., Warne A. The New Area-wide Model of the Euro Area: A Micro-founded Open-economy Model for Forecasting and Policy Analysis: ECB Working Paper № 944. 2008.

Franses P.H., Segers R. Seasonality in Revisions of Macroeconomic Data // Journal of Official Statistics: An International Quarterly. 2010. Vol. 26. № 2. P. 361–369.

Ghysels E., Perron P. The Effect of Seasonal Adjustment Filters on Tests for a Unit Root // Journal of Econometrics. 1993. Vol. 55. № 1. P. 57–98.

Gómez V., Maravall A. Programs TRAMO and SEATS, instruction for user. Banco de España, 1996.

Granger C.W.J. Seasonality: Causation, Interpretation, and Implications // Seasonal Analysis of Economic Time Series. NBER, 1979. P. 33–56.

Kuiper J. A Survey and Comparative Analysis of Various Methods of Seasonal Adjustment // Seasonal Analysis of Economic Time Series. NBER, 1978. P. 59–94.

Kumhof M., Laxton D., Muir D., Mursula S. The Global Integrated Monetary and Fiscal Model (GIMF) – Theoretical Structure: IMF Working Paper № 10/34. 2010.

Matas-Mir A., Osborn D.R., Lombardi M.J. The Effect of Seasonal Adjustment on the Properties of Business Cycle Regimes // Journal of Applied Econometrics. 2008. Vol. 23. № 2. P. 257–278.

U.S. Census Bureau. X-12-ARIMA Reference Manual. 2011.

On the Use of Dummy Variables to Solve the Problem of Seasonality in General Equilibrium Models

Pilnik Nikolay¹, Pospelov Igor², Stankevich Ivan³

¹ National Research University Higher School of Economics,
28/11, Shabolovka st., Moscow, 119049, Russian Federation.
E-mail: u4d@yandex.ru

² National Research University Higher School of Economics,
28/11, Shabolovka st., Moscow, 119049, Russian Federation.
E-mail: pospeli@yandex.ru

³ National Research University Higher School of Economics,
28/11, Shabolovka st., Moscow, 119049, Russian Federation.
E-mail: vpvstankevich@yandex.ru

This paper considers a seasonal adjustment procedure that is capable of preparing data to the use in applied general equilibrium models. It is shown that standard seasonal adjustment procedures do not satisfy the property of invariance to deflating, that hinders their use in applied general equilibrium models. A system of axioms that describes the desired properties of a seasonal adjustment procedure is suggested. The impossibility of simultaneous fulfillment of additivity and invariance to deflation properties is shown. Therefore, one needs to choose the desired property depending on the type of the task that is solved.

The proposed procedure models the seasonality as a set of seasonal multiplicative dummy variables, so it can not only remove the seasonality, but also return it to the data in order to obtain forecasts. The procedure also has a built-in outlier detector, which enables it to handle noise and outliers in data of different types. It is compared to the popular X12 seasonal adjustment procedure using Monte-Carlo method. It is shown that the preciseness of the proposed procedure is comparable to X12 in terms of resistance to outliers and preservation of statistical properties of the series in the specific set of problems connected to the estimation of general equilibrium models. Several examples of its application to real data are shown. The obtained results allow us to make a conclusion about applicability of the suggested procedure to the removal of seasonality from the data that is used in the estimation of macroeconomic models.

Key words: seasonality; seasonal adjustment; time series analysis.

JEL Classification: C22, C82.

* *
*

References

- Andreyev M.Yu., Vrzheschch V.P., Pilnik N.P., Pospelov I.G., Khokhlov M.A., Jukova A.A., Radionov S.A. (2013) Model mezhvremennogo ravnovesija jekonomiki Rossii, osnovannaja na dezagregirovanii makroje-konomicheskogo balansa [Intertemporal General Equilibrium Model of the Russian Economy Based on National Accounts Deaggregation]. *Trudi seminara imeni I.G. Petrovskogo*, vipusk 29, pp. 43–145.
- Bessonov V.A., Petronevich A.V. (2013) Sezonnaja korrrektirovka kak istochnik lozhnyh signalov [Seasonal Adjustment as a Source of Spurious Signals]. *HSE Economic Journal*, 17, 4, pp. 554–584.
- Kolmogorov A.N. (1985) *Matematika i mehanika* [Mathematics and Mechanics]. Izbrannye trudy (otv. red. S.M. Nikol'skij, sost. V.M. Tihomirov), Moscow: Nauka, vol. 1, pp. 136–138.
- Back J., Prokopczuk M., Rudolf M. (2013) Seasonality and the Valuation of Commodity Options. *Journal of Banking & Finance*, 37, 2, pp. 273–290.
- Bruce A.G., Jurke S.R. (1996) Non-Gaussian Seasonal Adjustment: X-12-ARIMA versus Robust Structural Models. *Journal of Forecasting*, 15, 4, pp. 305–328.
- Christoffel K., Coenen G., Warne A. (2008) *The New Area-wide Model of the Euro Area: A Micro-founded Open-economy Model for Forecasting and Policy Analysis*. ECB Working Paper no 944.
- Franses P.H., Segers R. (2010) Seasonality in Revisions of Macroeconomic Data. *Journal of Official Statistics: An International Quarterly*, 26, 2, pp. 361–369.
- Ghysels E., Perron P. (1993) The Effect of Seasonal Adjustment Filters on Tests for a Unit Root. *Journal of Econometrics*, 55, 1, pp. 57–98.
- Gómez V., Maravall A. (1996) *Programs TRAMO and SEATS*, instruction for user. Banco de España.
- Granger C.W.J. (1979) Seasonality: Causation, Interpretation, and Implications. *Seasonal Analysis of Economic Time Series*. NBER, pp. 33–56.
- Kuiper J. (1978) A Survey and Comparative Analysis of Various Methods of Seasonal Adjustment. *Seasonal Analysis of Economic Time Series*. NBER, pp. 59–94.
- Kumhof M., Laxton D., Muir D., Mursula S. (2010) *The Global Integrated Monetary and Fiscal Model (GIMF) – Theoretical Structure*. IMF Working Paper no 10/34.
- Matas-Mir A., Osborn D.R., Lombardi M.J. (2008) The Effect of Seasonal Adjustment on the Properties of Business Cycle Regimes. *Journal of Applied Econometrics*, 23, 2, pp. 257–278.
- U.S. Census Bureau (2011) *X-12-ARIMA Reference Manual*.