

**Федеральное государственное бюджетное образовательное
учреждение высшего профессионального образования
«РОССИЙСКАЯ АКАДЕМИЯ НАРОДНОГО ХОЗЯЙСТВА
И ГОСУДАРСТВЕННОЙ СЛУЖБЫ ПРИ ПРЕЗИДЕНТЕ
РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ»**

Моргунова О., Турунцева М.

**Эмпирический анализ свойств методов сезонной
корректировки российских макроэкономических
показателей**

Москва 2016

Моргунова О.В., младший научный сотрудник лаборатории макроэкономического прогнозирования ИПЭИ Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ

Турунцева М.Ю., заведующий научно-исследовательской лабораторией ИПЭИ Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ

Данная работа подготовлена на основе материалов научно-исследовательской работы, выполненной в соответствии с Государственным заданием РАНХиГС при Президенте Российской Федерации на 2015 год.

СОДЕРЖАНИЕ

1.1 МЕТОДИКА СРАВНИТЕЛЬНОГО АНАЛИЗА РАЗЛИЧНЫХ МЕТОДОВ СЕЗОННОЙ КОРРЕКТИРОВКИ РОССИЙСКИХ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ	6
1.2 СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ МЕТОДОВ СЕЗОННОЙ КОРРЕКТИРОВКИ	10
1.2.1 Номинальная начисленная заработная плата	11
1.2.2 Индекс потребительских цен.....	17
1.2.3 Денежный агрегат М2	20
1.2.4 Оборот розничной торговли.....	22
1.2.5 ИПП в добыче полезных ископаемых.....	25
1.2.6 ИПП в обрабатывающих производствах.....	27
1.2.7 ИПП в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды..	30
1.2.8 Индекс промышленного производства	32
ЗАКЛЮЧЕНИЕ.....	45
СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ	48

ВВЕДЕНИЕ

Сезонная корректировка социально-экономических показателей является стандартным инструментом, который позволяет устранить из временных рядов сезонные колебания и, тем самым, решить (хотя бы частично) проблему моделирования сезонности, как в одномерных моделях, так и в структурных макроэкономических моделях. Задача сезонной корректировки во многих странах является прерогативой официальных статистических служб: они проводят сезонную корректировку по единой методике и публикуют соответствующие данные (причем, иногда только их). К сожалению, на данный момент Росстат не публикует сезонно скорректированные показатели (за исключением нескольких). В результате в эмпирических исследованиях авторам приходится сезонно сглаживать временные ряды самостоятельно, используя встроенные в современные программные пакеты процедуры.

Существует большое количество различных методов, разработанных для обработки временных рядов различной структуры, – с разным количеством компонент и различным их представлением, аддитивным или мультипликативным. Множество модификаций этих методов разработано для того, чтобы справляться с такими сложностями, как наличие пропущенных наблюдений, выбросов, множественных сезонных циклов и другого. Сами методы могут быть разделены на два основных класса – параметрические и непараметрические. Первые основаны на предположении, что ряд может быть описан какой-либо моделью процесса, и в решении вычисляются значения множества параметров модели. Вторые такого условия не требуют; в них существует некоторый принцип выделения циклических компонент, и адекватность результата напрямую зависит от них.

Методы экспоненциального сглаживания, исторически первые и достаточно простые. Получили большое развитие и постепенно усложнялись с целью достижения лучшей точности, учитывали все более мелкие особенности структуры рядов.

На сегодняшний день для сезонной корректировки применяются другие три основных подхода:

- X-12-ARIMA (разработан и продолжает активно развиваться в США). Метод основан на непараметрическом подходе. X-11 - исторически первая процедура, теперь является одной из компонент. RegARIMA проводит предварительную обработку ряда для достижения более высокого качества сезонной корректировки. Эти компоненты объединяются в многоэтапную процедуру X-12-ARIMA.

- TRAMO-SEATS (разработан и продолжает активно развиваться в Испании). Метод TRAMO-SEATS включает модули для анализа временных рядов и для сезонного сглаживания. Метод пытается смоделировать временной ряд и оценить сезонные эффекты, используя ARIMA модели.

- STM, структурные модели временных рядов. Эти модели предназначены для общего анализа временных рядов, не специализируются только на сезонной корректировке. Они моделируют отдельно каждую из компонент ряда. Наиболее известная программа с таким подходом – STAMP.

На практике наиболее часто используются два первых подхода. Из 27 европейских статистических бюро 10 используют X-12-ARIMA, 14 – TRAMO-SEATS, и только оставшиеся 3 выбрали другие методы. На практике сезонная корректировка с использованием X-12-ARIMA и TRAMO-SEATS получается одинакового качества, по крайней мере, для регулярных рядов без особых эффектов. Поэтому Евростат не высказывает предпочтения к тому или иному методу (Eurostat, 2009). Однако исследование, которое провел Губанов (Губанов, 2010), на примере искусственно сгенерированных рядов (т.е. рядов, компоненты которых заранее известны) показало, что из трех методов: X-12-ARIMA, TRAMO-SEATS и Adjust Z5, первый дает наихудшие результаты в смысле соответствия полученных компонент ряда и априорной информации о них.

Для работы с тремя основными процедурами был разработан интерфейс Demetra (в последствии Demetra+) (Grudkowska, 2011). Исключительно для X-11-ARIMA существует интерфейс Vivaldi (Boset, 2000), который может обрабатывать несколько рядов одновременно.

После рассмотрения основных проблем, возникающих при проведении сезонной корректировки, был проведен эмпирический анализ методов на примере сезонной корректировки российских макроэкономических рядов.

В данной работе мы пытаемся понять, какие из процедур сезонной корректировки (X12-ARIMA и TRAMO/SEATS с различными вариантами выбросов) лучше подходят к российским макроэкономическим показателям. В разделе 1.1 описывается методика сравнительного анализа этих двух процедур сезонной корректировки данных, на основе которой мы делаем вывод о том, какая из процедур в наибольшей степени подходит для сезонной корректировки российских рядов. В подразделе 1.2 приводятся результаты анализа сезонной корректировки для 22 российских макроэкономических показателей. В заключении описаны основные результаты работы и основные выводы из нее.

1.1 МЕТОДИКА СРАВНИТЕЛЬНОГО АНАЛИЗА РАЗЛИЧНЫХ МЕТОДОВ СЕЗОННОЙ КОРРЕКТИРОВКИ РОССИЙСКИХ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ

Как показывают расчеты, результаты сезонной корректировки временных рядов могут серьезно изменяться в зависимости от настроек параметров этих процедур. Например, довольно серьезное влияние оказывает выбранный тип выбросов: при использовании выброса типа «смена уровня» трендовая компонента ряда может серьезно измениться по сравнению с ситуацией, когда мы не допускаем наличия такого выброса (структурного сдвига). Очевидно, что использование той или иной процедуры для сезонного сглаживания во многом является делом вкуса, и нельзя однозначно установить, какая процедура обрабатывает тот или иной ряд наилучшим образом. Однако можно поставить вопрос выбора оптимальной процедуры для российских временных рядов. Безусловно, приведенные ниже результаты не претендуют на неизменность (они, как и структуры рядов, подвержены изменениям), а выводы на абсолютную истинность.

Поскольку единственного верного критерия при выборе метода сезонного сглаживания не существует, мы под таким критерием будем понимать следующую процедуру отбора. В Demetra+ после завершения расчета выводится краткая информация о результатах, где в первую очередь приводится общая оценка качества сезонного сглаживания, составленная из нескольких следующих ниже (см. рисунок 1).

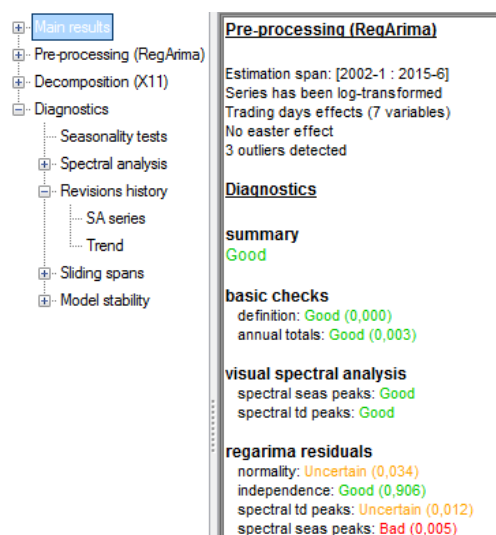


Рисунок 1 - окно результата проведения сезонного сглаживания программой Demetra+, процедурой X-12-ARIMA (для TRAMO/SEATS окно аналогичное); основные результаты.

На первом этапе выбор между различными спецификациями процедур X-12-ARIMA и TRAMO/SEATS будет производиться только по итоговой оценке качества сглаживания (опция «summary» на рисунке 1). Поскольку в большинстве случаев процедуры с разумно заданными спецификациями справляются хорошо с сезонной корректировкой, то на следующем этапе критерием отбора будут ревизии.

Ревизии могут быть использованы как критерий выбора между соревнующимися моделями, каждая из которых приемлема. Минимальные ревизии предпочтительнее, поскольку это значит, что соответствующая модель устойчива. *Ревизия* – это разность между первой и последней оценками компоненты ряда (сезонно сглаженной компонентой или трендом). Отметим, что традиционно под ревизиями понимаются именно разности результатов сезонной корректировки данных между скорректированными данными в два (первой и последней) момента времени, а не сами скорректированные ряды. С добавлением каждой новой точки к концу ряда рассчитывается новое значение ревизии, которое входит в состав *ряда истории ревизий*.

В программе Demetra+ рассчитываются ряды для SA (сезонно сглаженной) и трендовой компонент. Ревизии представляются в виде ряда компоненты за

последние три года, где голубыми точками обозначены первые оценки компоненты, а красной линией – последние (рисунок 2). Нажав на голубую точку, можно посмотреть ряд оценок компоненты на данный момент времени T (рассчитанный на $[t_0, \dots, t_n]$, $[t_0, \dots, t_{n+1}] \dots [t_0, \dots, t_T]$). На этом графике пользователь может проследить, как компонента менялась от начальной оценки до конечной.

В случае мультипликативной декомпозиции ревизии вычисляются по формуле:

$$R_{t|N} = 100 \cdot \frac{A_{t|N} - A_{t|t}}{A_{t|t}}, \quad (1)$$

где $A_{t|t}$ – оценка компоненты (SA- или тренд) наблюдения периода t , рассчитанная в этот же период, $A_{t|N}$ – оценка компоненты наблюдения периода t , рассчитанная в последний доступный момент времени N .

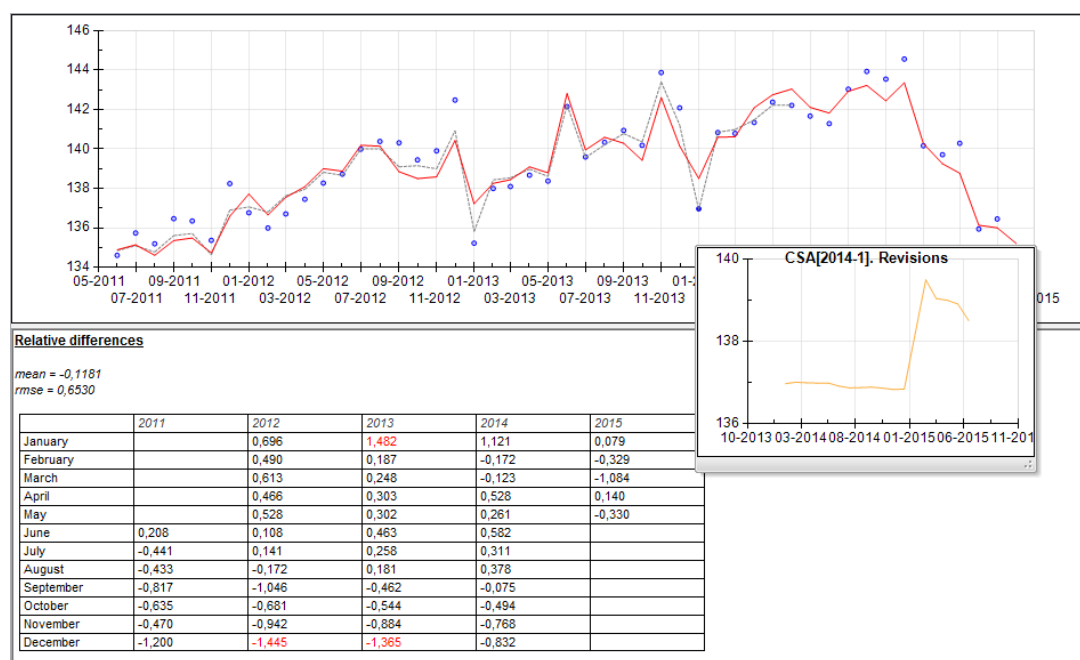


Рисунок 2 – ревизии SA-компоненты ряда ИПП, окно Demetra+; сверху график первых (синие точки) и последних (красная линия) оценок компоненты; ниже справа всплывающий график оценок компоненты для определенного t , в данном случае 01.2014; внизу таблица ревизий.

Также, помимо анализа рядов по данным предоставляемым программой Demetra+, особое внимание было уделено эффекту влияния хвоста. Была

поставлена цель – изучить влияние хвоста ряда в условиях кризиса, поэтому для изучения был взят временной промежуток – с 12.2006 по 06.2015, чтобы захватить два кризиса: 2008 года, который можно изучить ретроспективно, и 2015 года, который имел место в процессе на момент написания обзора.

Если рассматривать ревизию по определению, приведенному в руководстве к процедурам сглаживания (разность между первой и последней оценкой), то критерий малых значений ревизии означает устойчивость оценки только в том случае, если первая оценка была истинно верной. Поскольку ничто не может это гарантировать, были составлены несколько вариантов рядов разностей, для которых критерий малых значений может быть уместен.

Были рассчитаны:

- 1) ряды последовательных разностей – разностей двух соседних оценок:

$$\Delta_t^{sa} = y_t^{sa}(\tau) - y_t^{sa}(\tau + 1), \quad (2)$$

где t – время (номер) наблюдения, а τ (пусть будет обозначаться τ_1) – время, в которое была произведена оценка компоненты y_t^{sa} , оно же – время предпоследнего наблюдения в сыром ряде (потому что новая точка ряда появляется в следующий месяц);

2) ряды последовательных разностей, по формуле (2), где τ (пусть будет обозначаться τ_2) – удаленность значения компоненты от актуального конца ряда, т.е. в этом случае $\tau_2 = 1$ для последнего числа в ряду, $\tau_2 = 2$ – для предпоследнего и т.д. Для наглядности различия рядов в зависимости от типа τ в таблице 1 приведены последние значения рядов SA-компоненты индекса промышленного производства. Всего рассматривается 103 (диапазон ревизий от 12.2006 до 06.2015) ряда, каждый из них длиннее предыдущего на одно наблюдение. В таблице 1 представлены хвосты только пяти рядов последних по времени (левая часть таблицы) и наибольших по длине (правая часть).

- 3) ряды модулей последовательных разностей $|\Delta_t^{sa}(\tau_1)|$;

- 4) ряды модулей последовательных разностей $|\Delta_t^{sa}(\tau_2)|$.

Исходя из общих логических соображений, можно сформулировать пару утверждений относительно структуры описанных рядов. Для τ_1 (дата проведения оценки компоненты) амплитуда изменений оценок описанных выше зависит от экономической обстановки. Чем она менее стабильна, тем больше амплитуда. Если

же τ – это τ_2 (удаленность от актуального конца ряда), то амплитуда изменений оценок компоненты должна уменьшаться с увеличением τ_2 , поскольку так значения становятся все дальше от актуального конца ряда, все меньше относятся к влияющему хвосту.

Таблица 1 – пример, хвосты рядов SA-компоненты ИПП в двух представлениях: τ_1 – время оценки компоненты (слева) и τ_2 – удаленность от актуального конца ряда (справа).

$t \setminus \tau$	...	январь.15	февр.15	мар.15	апр.15	май.15	1	2	3	4	5	...
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
февр.15		139,92	140,32	139,77	139,54	139,21	139,92	140,32	139,77	139,54	139,21	
мар.15			140,29	139,41	139,07	138,77	140,29	139,41	139,07	138,77		
апр.15				135,94	135,97	136,17	135,94	135,97	136,17			
май.15					136,41	135,99	136,41	135,99				
июн.15						135,26	135,26					

Для каждого из рассматриваемых макроэкономических показателей получается много рядов для каждого периода из диапазона ревизий, состоящих из значений Δ_t^{sa} . Для примера – первый столбец таблицы 1; таким образом, ориентация рядов горизонтальная. Несмотря на то, что сезонное сглаживание было проведено, амплитуда изменений оценок компоненты может зависеть от периода. Поэтому было взято среднее для каждого τ по всем доступным периодам. Снова прибегая к наглядности таблицы 1 (что не корректно лишь в том плане, что в ней приведены оценки SA-компоненты, а не их разности) – рассчитывалось среднее каждого столбца. Существенным недостатком такого подхода являются разные объемы выборок, от 103 (для $\tau_1 = \text{апр. 15}$ и $\tau_2 = 1$) значений до 1 (для $\tau_1 = \text{ноя. 06}$ и $\tau_2 = 102$).

1.2 СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ МЕТОДОВ СЕЗОННОЙ КОРРЕКТИРОВКИ

Мы будем сравнивать результаты работы двух наиболее распространенных в данный момент процедур – X-12-ARIMA и TRAMO/SEATS, как ведущих представителей непараметрического и параметрического подходов. Это сравнение не является уникальным и проводилось для многих реальных и искусственных

временных рядов. В целом ответ был следующий: процедуры проводят декомпозицию рядов одинаково эффективно. Незначительные преимущества одной процедуры перед другой варьировались от исследования к исследованию. Возможно, в пределах одной экономической среды ряды имеют некоторые особенности, с которыми лучше справляется одна из процедур. В настоящем разделе проведено сравнение результатов сезонного сглаживания процедурами X-12-ARIMA и TRAMO/SEATS 22 рядов:

- Номинальная начисленная заработная плата (НЗП)
- Индекс потребительских цен (ИПЦ)
- Денежный агрегат M2 (M2)
- Оборот розничной торговли (ОРТ)
- Добыча полезных ископаемых (ДПИ)
- Обрабатывающие производства (ОП)
- Производство и распределение электроэнергии, газа и воды (ЭГВ)
- Индекс промышленного производства (ИПП)
- 14 рядов, входящие в состав агрегированного ряда ИПП.

Каждый ряд будет обрабатываться 4 раза – по две спецификации каждой из процедур. На практике спецификации во многом схожи: тест решает, будет ли ряд log-трансформирован; также тестируется наличие календарного эффекта, переменные для которого определяются российскими государственными праздниками и високосным годом. Отличие спецификаций заключается в допустимых типах выбросов в модели предварительной обработки. Далее будут использоваться следующие краткие обозначения:

- x1 – спецификация процедуры X-12-ARIMA, с выбросами типов АО и ТС;
- x2 - со всеми типами выбросов (АО, ТС, LS);
- ts1 - спецификация TRAMO/SEATS с выбросами типов АО и ТС;
- и ts2 – со всеми выбросами.

1.2.1 Номинальная начисленная заработная плата

Данные этого ряда доступны начиная с 1991, при этом тренд изменялся, со временем становился все больше. Поэтому этот ряд будет рассмотрен в двух

вариантах: все доступные данные, и начиная с 2002 года. Оценки SA-компонент (и, следовательно, остальных) различны в зависимости от спецификации. Но эти различия не настолько велики, чтобы их можно было увидеть на графике в масштабах ряда. На рисунке 3 приведен пример абсолютных разностей различных оценок SA-компоненты. Остальные, не приведенные в обзоре, имеют сходную структуру – увеличение разности с приближением к хвосту ряда. Это значит, что выбор той или иной спецификации важен для мониторинга изменений экономического показателя.

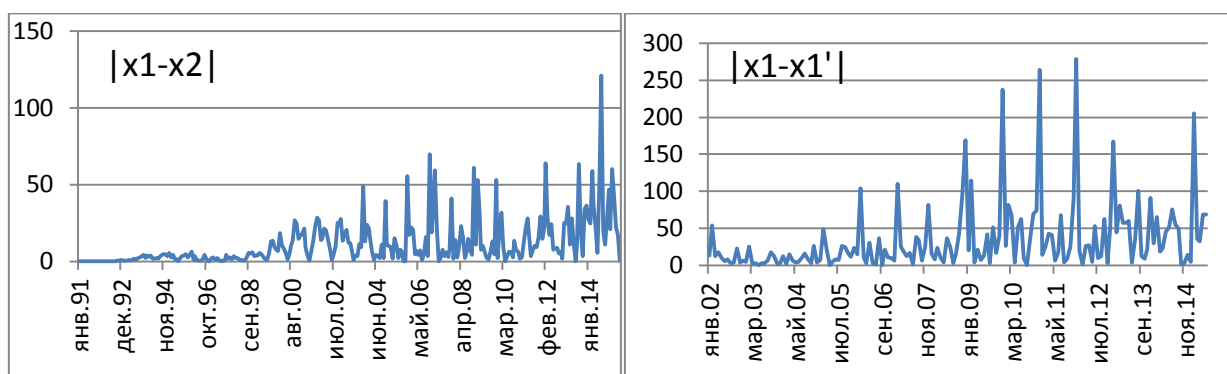


Рисунок 3 – Номинальная начисленная заработная плата 01.1991-06.2015. Слева: абсолютная разница оценок SA-компоненты полного ряда (1991-2015) спецификациями x_1 и x_2 , справа: абсолютная разница оценок SA-компоненты полного ряда и укороченного (2002-2015), рассчитанных спецификацией x_1 .

Из рисунка 4 видно, что в ряду присутствует значительный тренд (красная линия на графике слева), который претерпевает некоторые изменения в конце 2008 года с последующим возвращением на линию тенденции до кризиса. Очевидно наличие сезонности, с достаточно четкой и относительно постоянной структурой – после кризиса наблюдается увеличение амплитуды колебаний. В конце ряда намечается спад тренда. Из-за проблемы виляющего хвоста о величине спада можно будет судить только спустя некоторое время.

Для ряда НЗП выбрать нужно не только спецификацию процедуры, но и ряд – полный или с 2002 года. В таблице 2 представлены оценки качества сглаживания обоих этих рядов. Видно, что в целом процедурам дается сложнее длинный ряд.

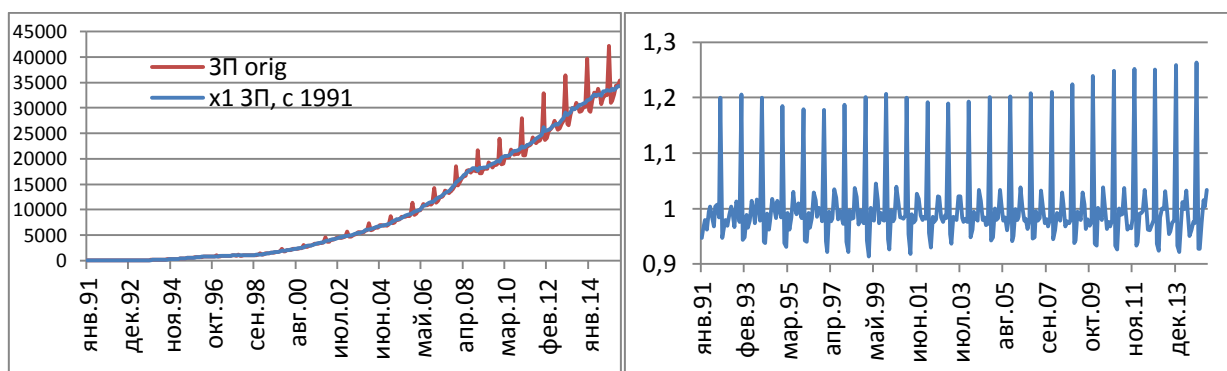


Рисунок 4 – Номинальная начисленная заработная плата 01.1991-06.2015. Слева: сырой ряд (ЗП orig) и оценка SA-компоненты (x1 ЗП), справа: оценка сезонной компоненты.

Таблица 3 – оценки качества сглаживания рядов, “quality” – итоговая оценка; “G” – good (зеленый цвет), “U” – uncertain (желтый), “B” – bad (красный).

series	bic	stderr	skewn ess	kurtosi s	qualit y	annual totals	normality	indep ence	spectral td peaks	spectral seas peaks
x1										
91-15	3331,3	0,022	-0,491	4,955	U	0,004	1,82E-06	0,066	0,950	0,002
02-15	2101,3	0,015	-0,070	3,437	G	0,003	0,286	0,185	0,625	0,004
x2										
91-15	3369,2	0,025	-0,199	4,614	G	0,004	5,21E-06	0,211	0,617	0,066
02-15	2102,7	0,015	-0,109	3,389	G	0,003	0,330	0,199	0,612	0,004
ts1										
91-15	3491,4	0,032	-0,318	11,37	G	0,005	0	0,103	0,496	0,010
02-15	2094,1	0,014	0,103	3,263	G	0,005	0,488	0,421	0,677	0,001
ts2										
91-15	3283,2	0,020	-0,213	3,327	U	0,005	0,199	0,066	0,463	0,008
02-15	2084,1	0,013	0,084	3,68	G	0,0046	0,10144	0,887	0,286	0,015

Получается, по этому критерию для длинного ряда наилучшие спецификации процедур – x2 или ts1, а короткий ряд все процедуры обработали хорошо. Следующий этап выбора – по ревизиям. Demetra+ рассчитывает историю ревизий на последних трех годах ряда, их среднее и среднеквадратичное отклонение (см. таблицу 4). Поскольку критерием качественного сглаживания являются малые ревизии, то выбираться спецификация будет по средней ревизии. Из таблицы 5 видно, что лучше всех со сглаживанием рассматриваемого ряда

справляется процедура TRAMO/SEATS с двумя типами выбросов в предварительной обработке – АО и ТС.

Таблица 4 – история ревизий на примере номинальной начисленной заработной платы с 01.1991 по 05.2015.

mean = 0,1292					
rmse = 0,6357					
	2011	2012	2013	2014	2015
Янв		0,297	0,477	0,424	0,399
Фев		0,709	-0,176	-0,076	-0,103
Мар		1,25	0,692	0,578	0,725
Апр		-0,763	-0,922	-0,31	0,298
Май		-1,014	-0,208	-0,369	-0,326
Июн	0,043	-0,464	-0,367	-0,202	
Июл	0,606	0,078	0,401	0,357	
Авг	1,385	1,053	0,033	0,339	
Сен	1,144	0,964	-0,419	-0,437	
Окт	0,095	0,235	-0,252	-0,464	
Ноя	0,708	0,673	0,199	-0,702	
Дек	-1,653	0,062	0,971	0,232	

Таблица 5 – средние ревизии номинальной начисленной заработной платы для двух вариантов рядов (1991-2015 и 2002-2015).

	x1	x2	ts1	ts2
91-15	0,1292	0,0664	0,0355	0,0297
02-15	0,0406	0,0356	-0,0867	0,0018

В следующих пунктах для краткости приводится описание декомпозиции ряда без уточнения процедуры, поскольку, как уже упоминалось выше, различия не видны в масштабах графика. Отдельно будут оговариваться только значительные особенности той или иной процедуры в применении к рассматриваемому ряду.

Наконец, изучим поведение «хвостовых» точек ряда более подробно, нежели это позволяет функционал Demetra+. На рисунке 5 приведены ряды средних разностей $\Delta_t^{sa}(\tau_1)$ и средних модулей разностей $|\Delta_t^{sa}(\tau_1)|$.

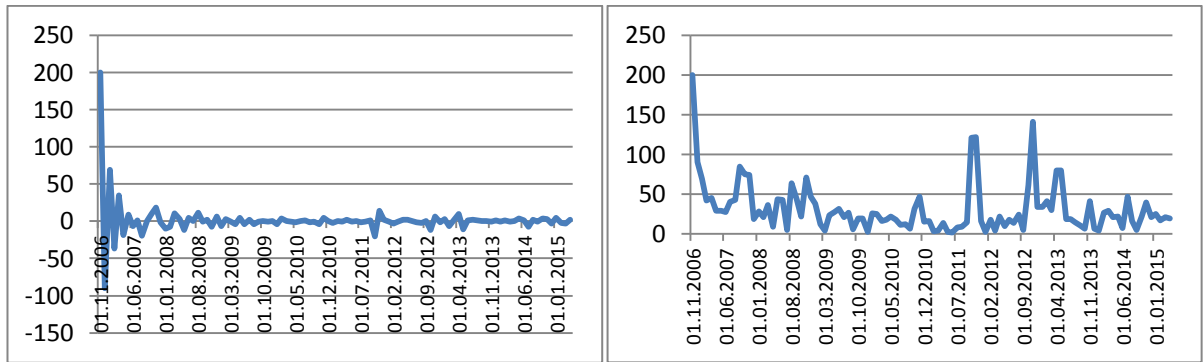


Рисунок 5 – НЗП; ряд средних последовательных разностей оценок SA-компоненты (слева) и средних модулей разностей (справа) в зависимости от времени τ_1 , в которое была произведена оценка.

Поскольку среднее бралось по t для каждого τ_1 , то есть в состав среднего вошли все периоды, то получившееся значение должно отображать общую тенденцию к изменению между двумя временами оценок. Нельзя забывать, что выборки, по которым брали среднее, возрастают от одного значения до 102, при движении по оси абсцисс (на графиках рисунка 5). Поэтому большие значения в начале этих рядов ни о чем не говорят. С большим вниманием стоит отнестись к пикам на графике средних модулей разностей около 2013 года. Этот ряд более полезен, т.к. все разности в абсолютных значениях не «гасят» друг друга в среднем. Это позволяет зафиксировать моменты, когда разности в ту или иную сторону далеки от нуля.

На рисунке 6 приведены ряды средних разностей $\Delta_t^{sa}(\tau_2)$ и средних модулей разностей $|\Delta_t^{sa}(\tau_2)|$. Здесь объем выборок, по которым рассчитывается среднее, уменьшается с 102 до 1 при движении по оси абсцисс (графиков рисунка 6). Поэтому в данном случае не стоит доверять последним значениям, но интерес представляют как раз первые (средние близких к хвосту значений).

На графиках явно видна некая сезонность. Получается, что средняя разница двух соседних оценок SA-компонент зависит от удаленности от актуального конца ряда периодически. Ожидалось, что оценка одного какого-то значения будет все меньше подвержена изменениям, по мере того, как к концу ряда добавляются новые значения, а значит то рассматриваемое «уходит» вглубь ряда. Оказалось это так лишь в общей тенденции $|\Delta_t^{sa}(\tau_2)|$.

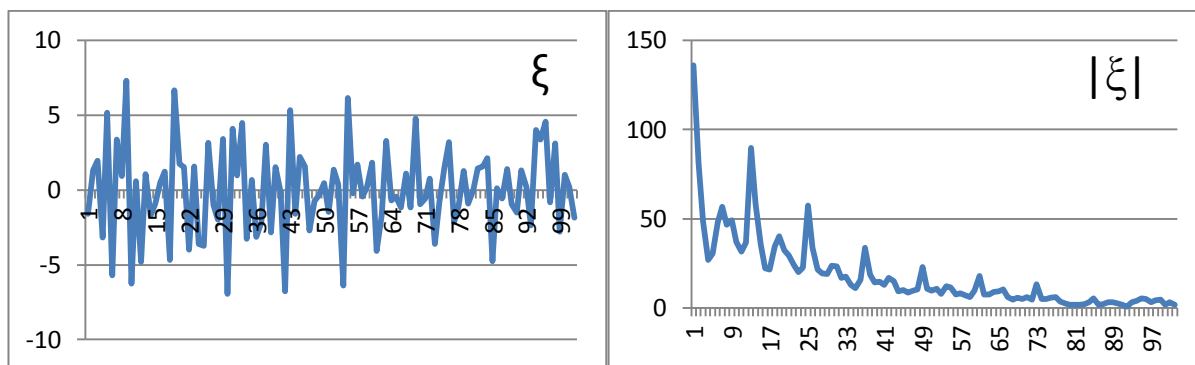


Рисунок 6 – НЗП; ряд средних последовательных разностей оценок SA-компоненты (слева) и средних модулей разностей (справа) в зависимости от удаленности значения компоненты от актуального конца ряда.

Вопрос длины влияющего хвоста – это вопрос уровня, с которого изменения между оценками можно считать достаточно малыми.

Может быть задан и более простой вопрос, нежели каковы длина и поведение хвоста этого ряда в принципе, безотносительно конкретного момента времени. После того как стало доступно новое наблюдение макроэкономического показателя, и оценки компонент были обновлены, может быть интересно каким точкам (оценкам) можно верить. То есть это вопрос длины влияющего хвоста для *данного* момента времени. Тогда стоит взять среднее последовательных разностей по τ (то есть по *строкам* таблицы 1). Соответствующие ряды представлены на рисунке 7. Каждая точка на этих графиках представляет один конкретный период. Допустим, интересна точка ноябрь 2014 года – можно ли доверять оценке ее SA-компоненты? Здесь снова встает вопрос выставления порога максимального допустимого влияния, насколько большими изменениями в оценке можно пренебречь.

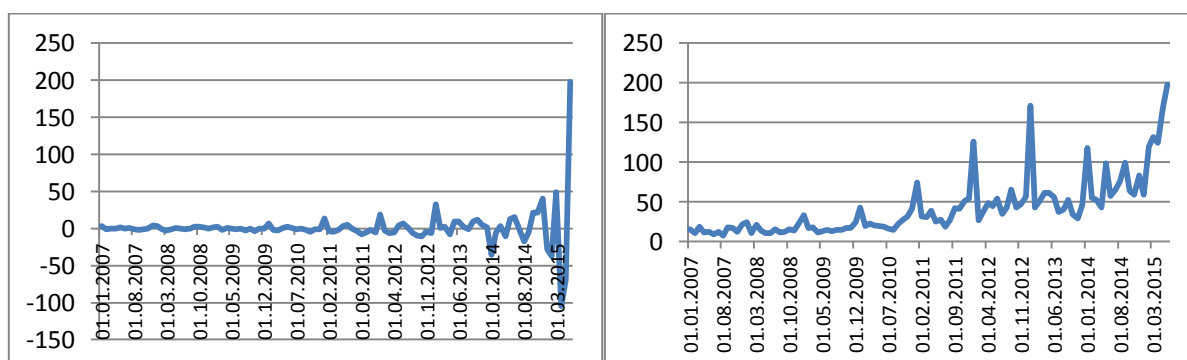


Рисунок 7 – НЗП; ряд средних по τ последовательных разностей оценок SA-компоненты (слева) и средних по τ модулей разностей (справа) в зависимости от периода t .

1.2.2 Индекс потребительских цен

Ряд ИПЦ начинается с 1993 года, диапазон значений весьма велик, поэтому его можно рассмотреть в двух вариантах: оригинальный ряд 01.1993-06.2015 и базовый ряд относительно 12.2001 (длина такая же).

При оценке невооружённым глазом, этот ряд кажется несезонным (рисунок 8, слева). Однако, это не так, в чем можно убедиться, посмотрев на сезонности, оцененные процедурами сглаживания, представленные на рисунке 8 внизу. Для оригинального ряда X-12-ARIMA выбрала аддитивную сезонность (рисунок 8 слева), а T/S мультипликативную (рисунок 8 справа), при этом структуры оценок компонент достаточно сильно отличаются. Для базового же ряда обе процедуры выбрали мультипликативную декомпозицию.

Обе сезонности имеют синусоидальную структуру, изменяющуюся в амплитуде. В конце ряда наблюдается резкое изменение тренда в большую сторону. Степень этого изменения может быть оценена только по прошествии некоторого времени.

Для оригинального (сырого) ряда качество сглаживания процедурой T/S было оценено как плохое, обе спецификации X-12-ARIMA справились хорошо, поэтому выбор по ревизиям между ними. Средняя ревизия за три последних года для спецификации x_1 составила 7,012, а для x_2 – 12,992. Поэтому для оригинального ряда индекса потребительских цен на данный момент лучшей является процедура X-12-ARIMA с АО и ТС выбросами в regARIMA. Такие значения средних ревизий необычно большие, что говорит о неустойчивости модели.

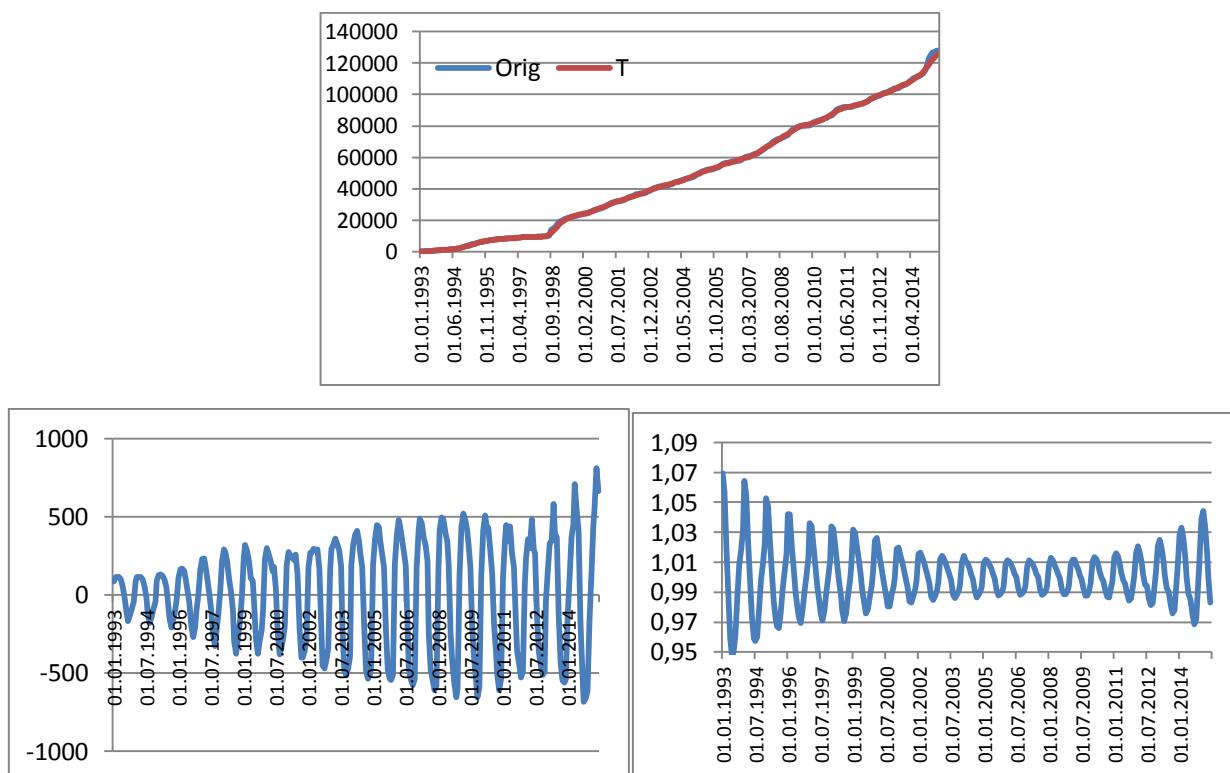


Рисунок 8 – Индекс потребительских цен 01.1993-06.2015.

Сырой ряд (Orig) и тренд (T) – вверху, сезонность – внизу:

оценка X-12-ARIMA слева, оценка T/S справа.

Базовый ряд был хорошо сглажен всеми рассматриваемыми спецификациями. По критерию минимальных ревизий наилучшей спецификацией является X-12-ARIMA с АО и ТС выбросами ($x_1: 0,004$; $x_2: 0,042$; $ts_1: 0,010$; $ts_2: -0,049$). Если выбирать наиболее устойчивое сглаживание, то определенно представление ряда в базе относительно 12.2001 предпочтительнее.

Анализ поведения хвоста ряда ИПЦ:

На рисунке 9 приведены средние и средние модули разностей соседних рядов в зависимости от τ_1 – времени проведения оценки, и от τ_2 – удаленности от актуального конца ряда. Колебания рядов $\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_2)}$ и $|\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_2)}|$ бывают, что позволит провести порог финальных оценок (максимальных допустимых влияний хвоста).

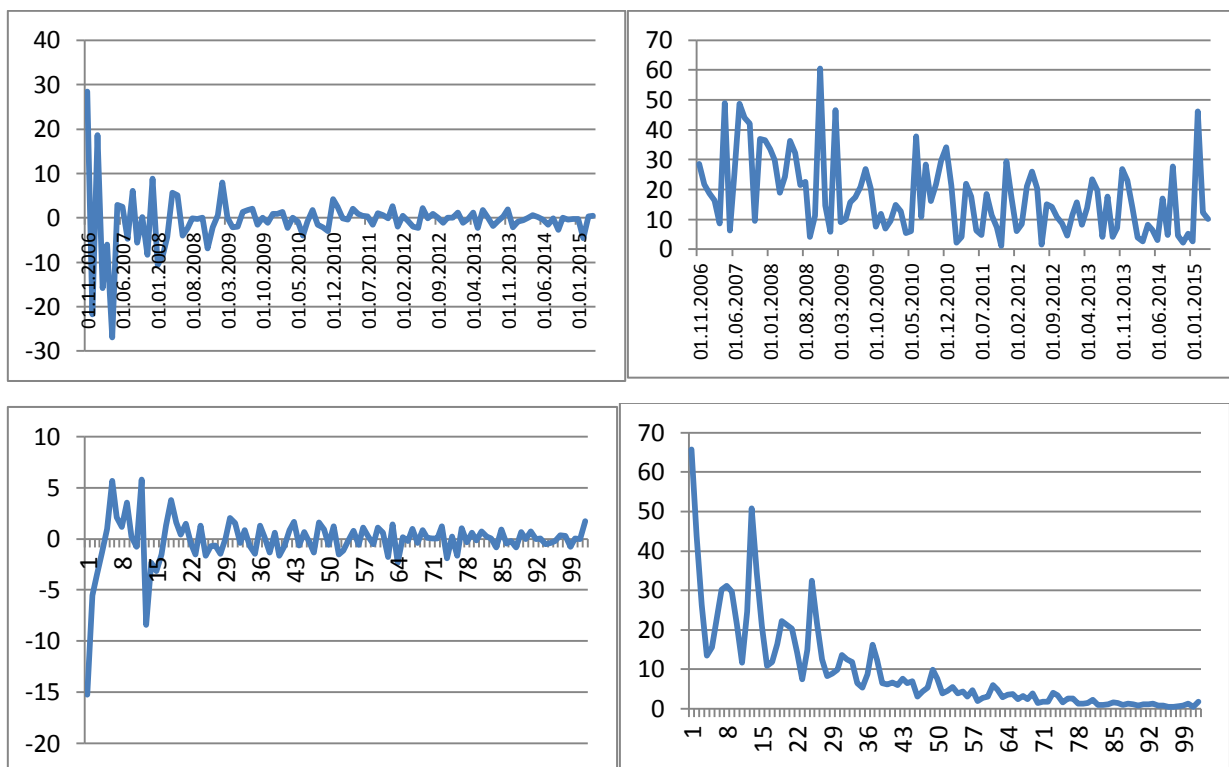


Рисунок 9 – ИПЦ; в порядке чтения: $\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_1)}$; $|\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_1)}|$; $\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_2)}$; $|\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_2)}|$.

На момент 06.2015 ряд средних по τ разностей выглядит, как представлено на рисунке 10. За два-три года от актуального конца ряда значения уже достаточно стабильны.

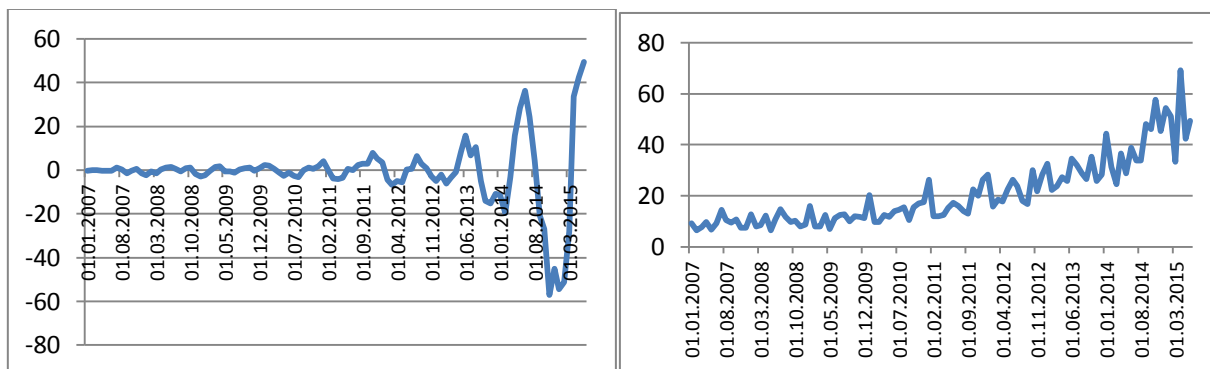


Рисунок 10 – ИПЦ; ряд средних по τ последовательных разностей оценок SA-компоненты (слева) и средних по τ модулей разностей (справа) в зависимости от периода t .

1.2.3 Денежный агрегат M2

Для этого ряда данные доступны с 1993 года в млрд. деноминир. руб. поскольку ряд достаточно длинный и его структура сильно менялась за все время, он – как и ряд НЗП – будет рассмотрен в двух вариантах: на всем доступном временном промежутке (с 1993 года) и с 2002 года. Общий вид ряда и его сезонно сглаженной компоненты на рисунке 11-слева, справа – сезонная компонента. Видно, что структура сезонности постепенно меняется: около 1998 года произошло значительное изменение с перераспределением пиков, в дальнейшем «промежуточные» колебания (между основным максимумом и минимумом) уменьшались в амплитуде.

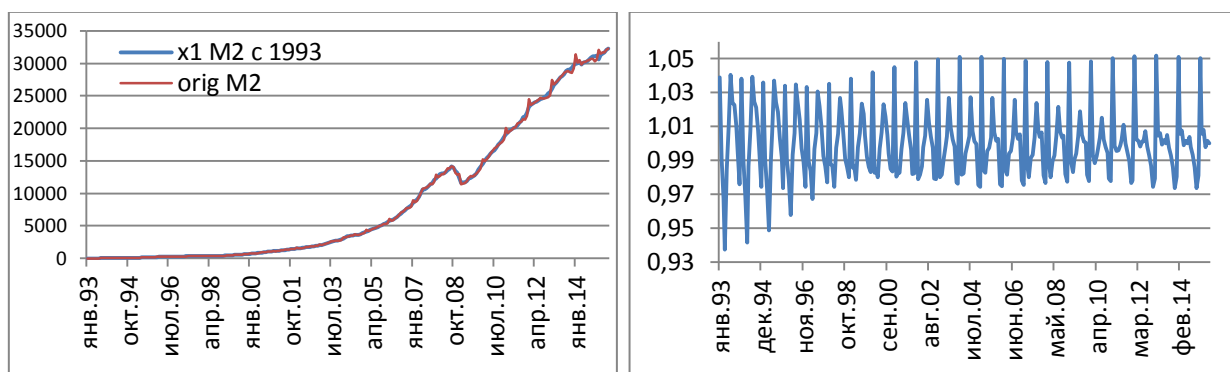


Рисунок 11 – Денежный агрегат M2: 01.1993-06.2015. Слева: сырой ряд (orig M2) и оценка SA-компоненты (x1 M2), справа: оценка сезонной компоненты

На рисунке 12 приведен пример абсолютной разности оценок SA-компонент для разных спецификаций одной процедуры (слева, x1 и x2) и для рядов разной длины, обработанных идентично (справа, спецификация x1).

Качество сглаживания для всех спецификаций процедур оценено Demetra+ как хорошее. В таблице 6 приведены средние ревизии для рассматриваемых спецификаций процедур. Для полного ряда по критерию минимальных ревизий выходит лучшей процедурой X-12-ARIMA со всеми типами выбросов; для ряда M2 с 2002 по 2015 – X-12-ARIMA с АО и ТС выбросами. И если сравнить эти два сглаживания между собой, то предпочтительнее будет короткий ряд. Это объяснимо значительными изменениями в структуре ряда за длительный промежуток времени, которые не могут быть описаны одной моделью или

одинаково успешно сглажены одним и тем же фильтром. Однако в данном случае различие достаточно несущественное.

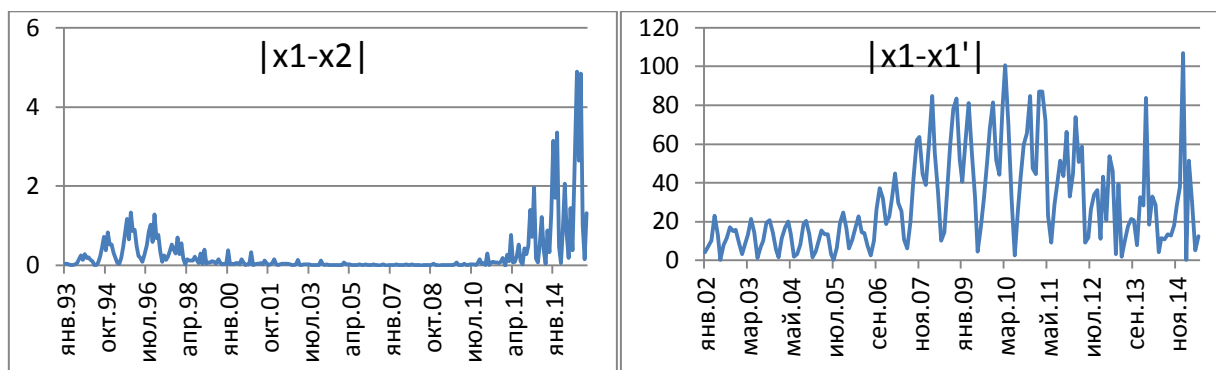


Рисунок 12 – Денежный агрегат M2: 01.1993-06.2015. Слева: абсолютная разница оценок SA-компоненты полного ряда (1993-2015) спецификациями x_1 и x_2 , справа: абсолютная разница оценок SA-компоненты полного ряда и укороченного (2002-2015), рассчитанных спецификацией x_1 .

Таблица 6 – средние ревизии денежного агрегата M2 для двух вариантов рядов (1993-2015 и 2002-2015).

	x_1	x_2	ts_1	ts_2
93-15	0,0417	0,0413	0,043	0,109
02-15	0,0027	-0,0351	-0,0534	-0,0667

Анализ поведения хвоста ряда M2:

На рисунке 13 приведены средние и средние модулей разностей соседних рядов в зависимости от τ_1 – времени проведения оценки, и от τ_2 – удаленности от актуального конца ряда. Значения $\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_2)}$ и $|\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_2)}|$ для точек удаленных на три года от актуального конца ряда уже достаточно малы. Можно сказать, что для ряда M2 характерен виляющий хвост длиной около трех лет.

На момент 06.2015 ряд средних по τ разностей выглядит, как представлено на рисунке 14. Ряд достаточно нестабильный, хоть средние разности и убывают по мере удаления от актуального конца ряда.

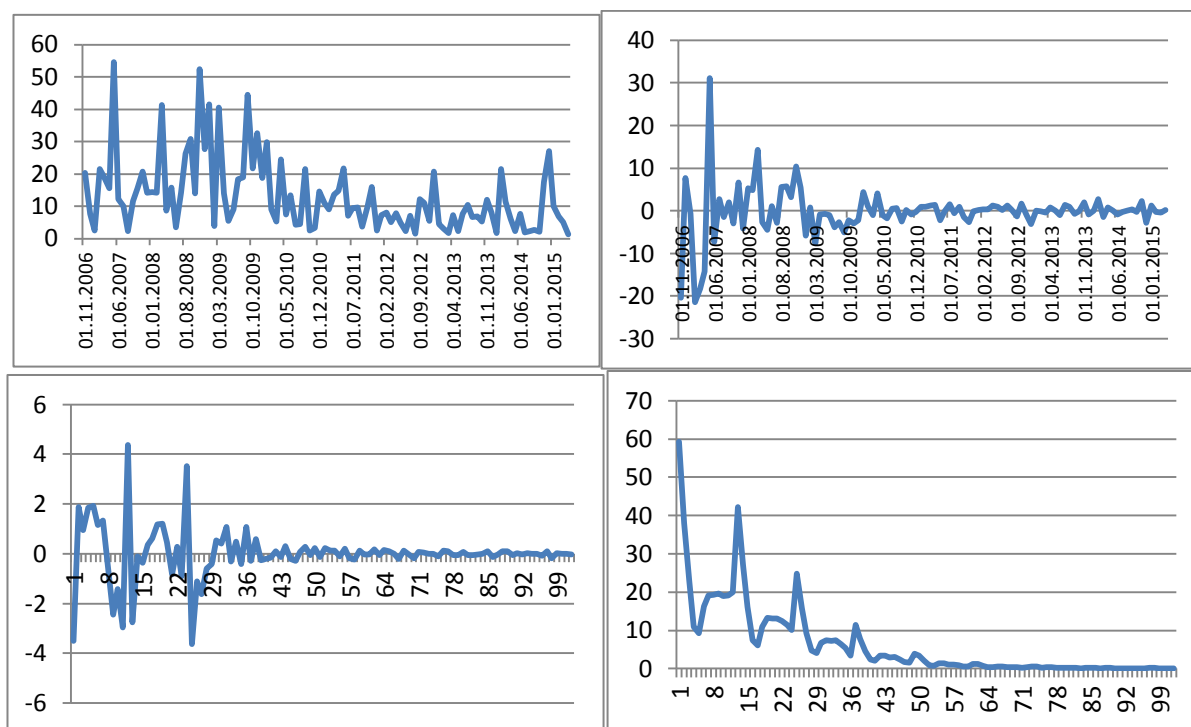


Рисунок 13 – M2; в порядке чтения: $\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_1)}$; $|\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_1)}|$; $\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_2)}$; $|\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_2)}|$.

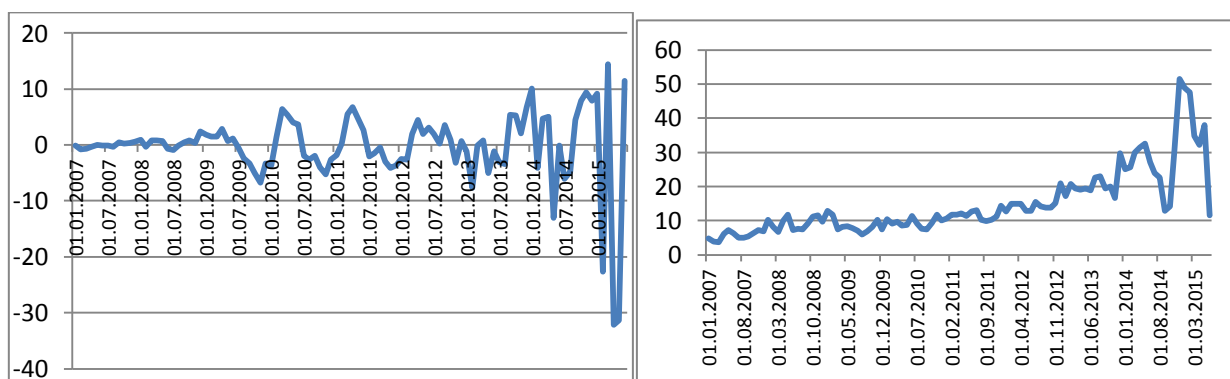


Рисунок 14 – M2; ряд средних по τ последовательных разностей оценок SA-компоненты (слева) и средних по τ модулей разностей (справа) в зависимости от периода t .

1.2.4 Оборот розничной торговли

Тренд этого показателя, представленный красной линией на рисунке 15 график слева, испытывает значительные изменения в конце 2008 – начале 2009 года. Изменения недостаточно резкие, чтобы быть классифицированы как скачок, скорее это два близко отстоящих излома.

Сезонность оборота розничной торговли имеет достаточно постоянную структуру – она изменяется постепенно, основные экстремумы (максимум в декабре и февральский минимум) сохраняются. Амплитуда имеет тенденцию к возрастанию, сохраняющуюся на всем рассматриваемом диапазоне.

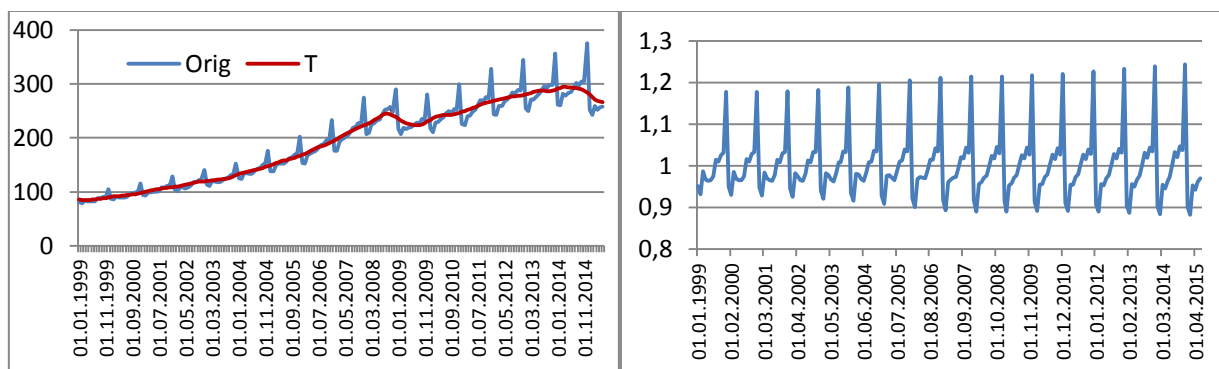


Рисунок 15 – Оборот розничной торговли 01.1999-06.2015.

Сырой ряд (Orig) и тренд (T) – слева, сезонность – справа.

Все четыре варианта сглаживания оценены программой Demetra+ как хорошие. Поэтому, при выборе по минимальной средней ревизии (x_1 : -0,059; x_2 : -0,083; ts_1 : -0,109; ts_2 : -0,045) предпочтение будет отдано процедуре T/S с тремя типами выбросов.

Анализ поведения хвоста ряда ОРТ:

На рисунке 14 приведены средние и средние модулей разностей соседних рядов в зависимости от τ_1 – времени проведения оценки, и от τ_2 – удаленности от актуального конца ряда. У рядов $\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_2)}$ и $|\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_2)}|$ достаточно необычная динамика – амплитуда колебаний велика не только для точек в конце ряда, но и для самых удаленных от него, с более стабильной серединой ряда.

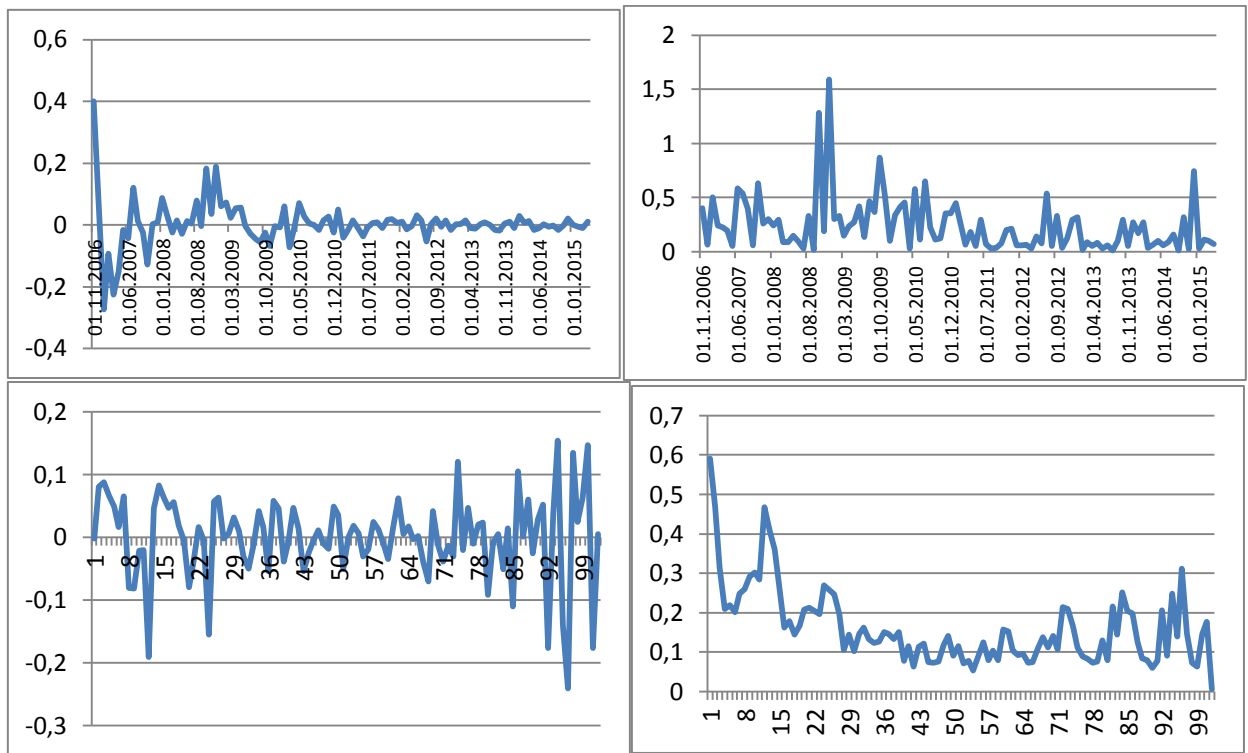


Рисунок 16 – ОРТ; в порядке чтения: $\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_1)}$; $|\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_1)}|$; $\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_2)}$; $|\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_2)}|$.

На момент 06.2015 ряд средних по τ разностей выглядит, как представлено на рисунке 17. Амплитуда колебаний значительно уменьшается после двух-трех лет от актуального конца ряда.

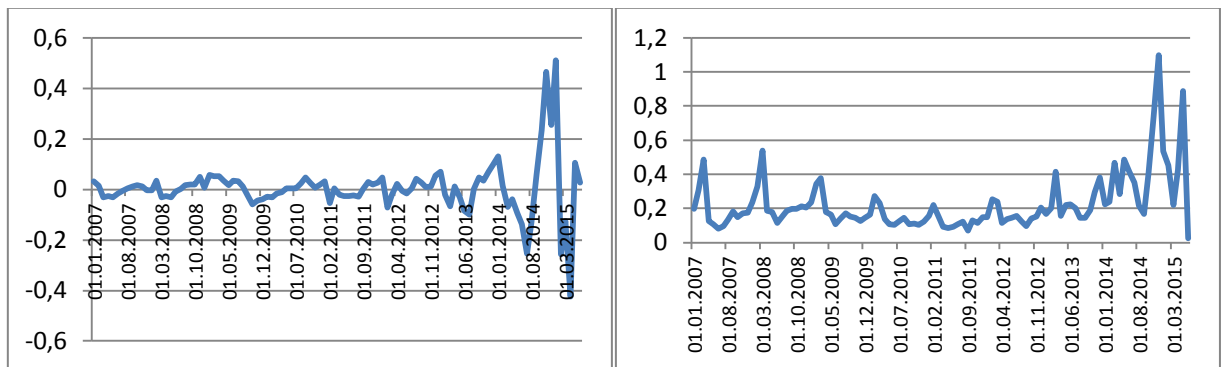


Рисунок 17 – ОРТ; ряд средних по τ последовательных разностей оценок SA-компоненты (слева) и средних по τ модулей разностей (справа) в зависимости от периода t .

1.2.5 ИПП в добыче полезных ископаемых

Из рисунка 18 видно, что в ряде присутствует компонента тренда (красная линия на графике слева), которая претерпевает некоторые изменения – незначительные в 2002-2006 годах и существенный сдвиг в конце 2008 года. Последний был смоделирован сдвигом уровня между октябрем и ноябрем соответствующего года. Очевидно наличие сезонности, которая также не остается постоянной. X-12-ARIMA оценила сезонность в мультипликативном представлении, T/S – в аддитивном, структуры этих оценок весьма похожи между собой. В начале ряда наблюдается сезонные максимумы в июле, исчезают примерно около того же 2008го года. После этих изменений уменьшившаяся амплитуда сезонных колебаний остается относительно постоянной. На всем диапазоне сохраняется минимум в феврале.

В конце ряда намечается достаточно резкий спад тренда. Однако этим результатам в кризисных условиях не стоит верить, сказывается проблема виляющего хвоста.

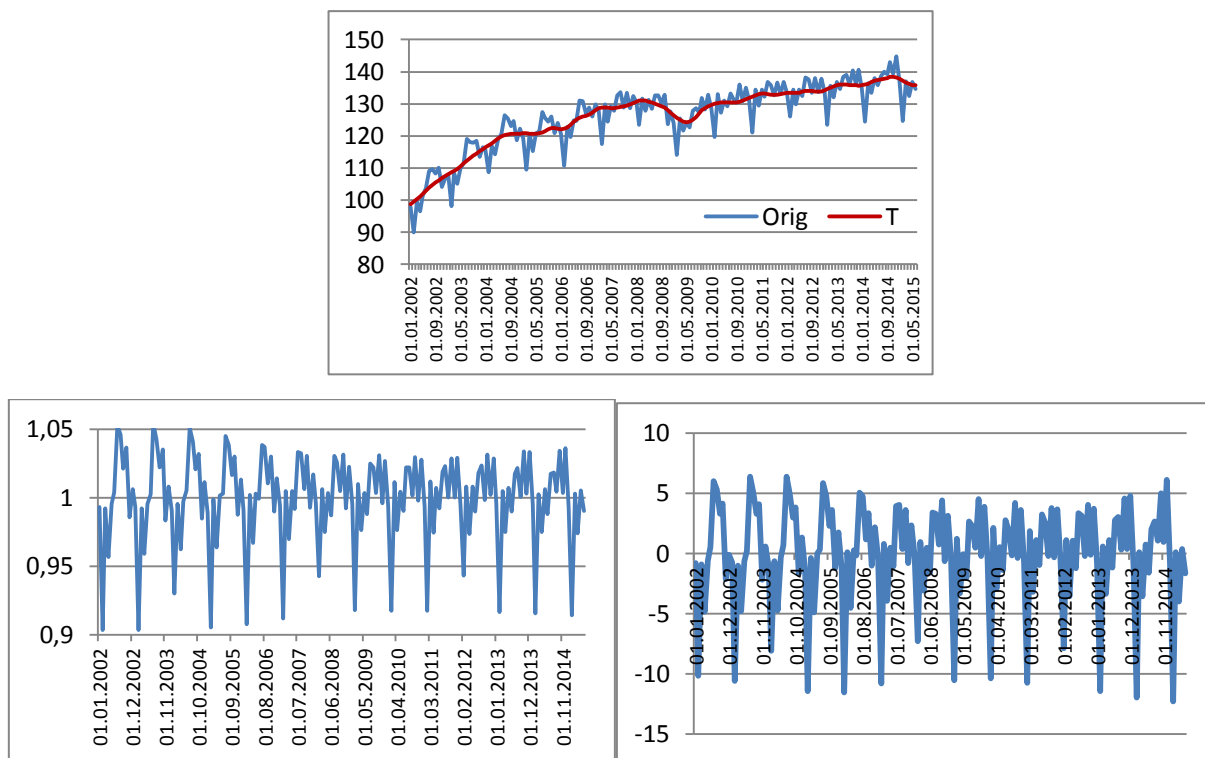


Рисунок 18 – ИПП в добыче полезных ископаемых 01.2002-06.2015. Сырой ряд (Orig) и тренд (T) – вверху, сезонность – внизу.

Все четыре спецификации процедур хорошо справились со сглаживанием по итоговой оценке Demetra+. Средние ревизии для рассматриваемых спецификаций – $x1$: -0,046; $x2$: -0,04; $ts1$: -0,124; $ts2$: -0,223. Следовательно, наилучшей спецификацией для данного ряда по этому критерию будет процедура X-12-ARIMA со всеми типами выбросов.

Анализ поведения хвоста ряда ИПП в ДПИ:

На рисунке 19 приведены средние и средние модулей разностей соседних рядов в зависимости от τ_1 – времени проведения оценки, и от τ_2 – удаленности от актуального конца ряда. В рядах $\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_1)}$ и $|\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_1)}|$ наблюдается возрастание колебаний в 2009-2010 годах. Возможно, это можно трактовать как повышение волатильности ряда после кризиса конца 2008 года. Оба ряда $\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_2)}$ и $|\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_2)}|$ убывают, первый, впрочем, достаточно медленно.

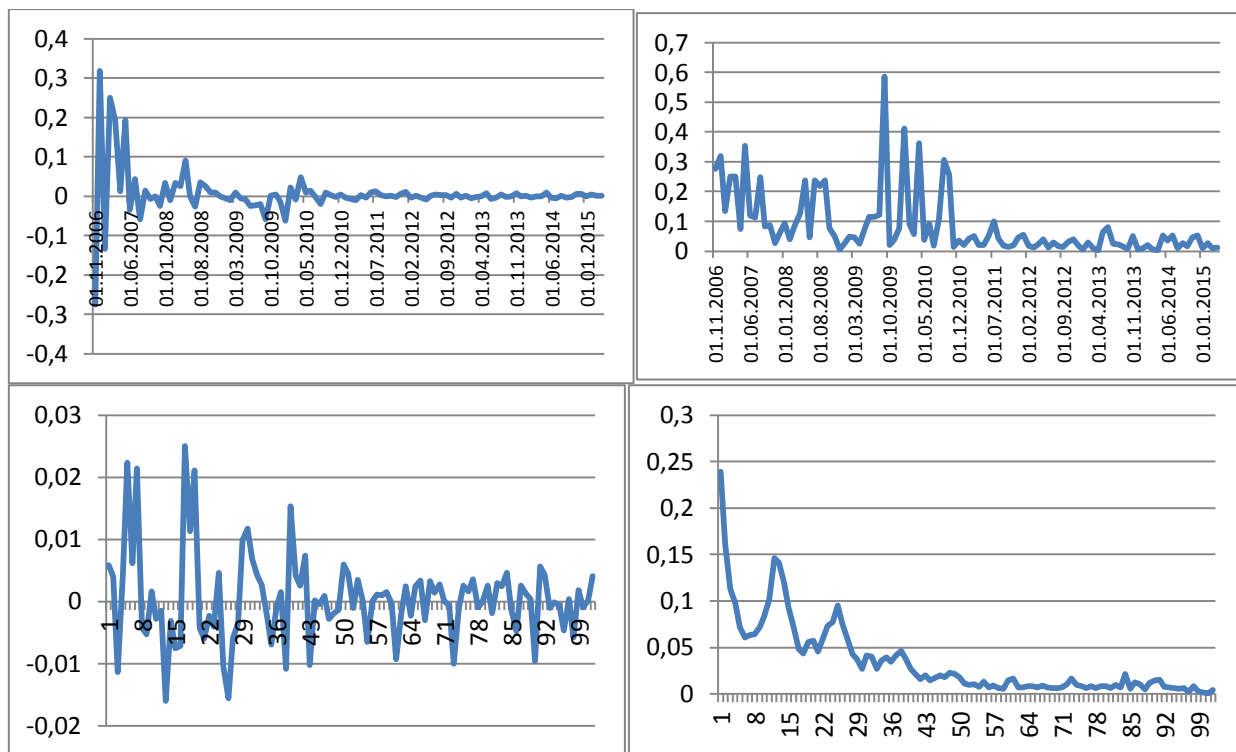


Рисунок 19 – ИПП в ДПИ; в порядке чтения: $\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_1)}$; $|\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_1)}|$;
 $\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_2)}$; $|\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_2)}|$.

На момент 06.2015 ряд средних по τ разностей выглядит, как представлено на рисунке 20. Амплитуда колебаний уменьшается примерно после трех лет от актуального конца ряда.

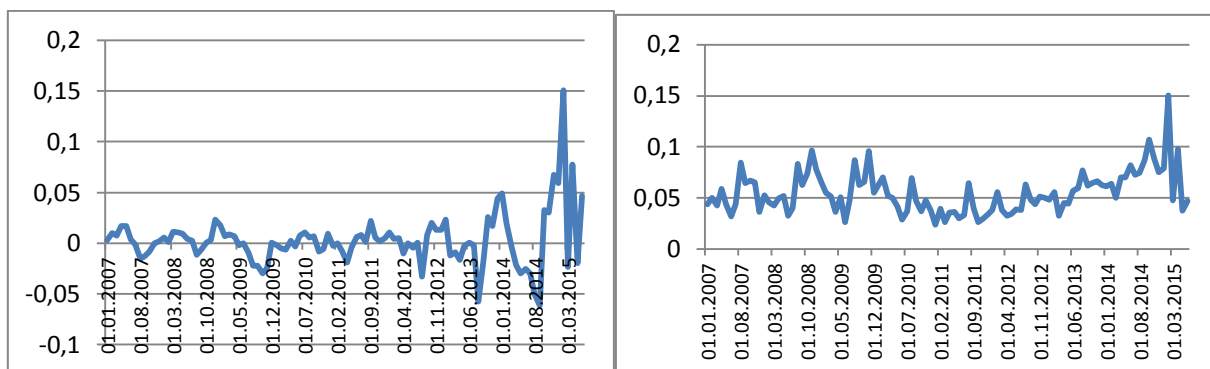
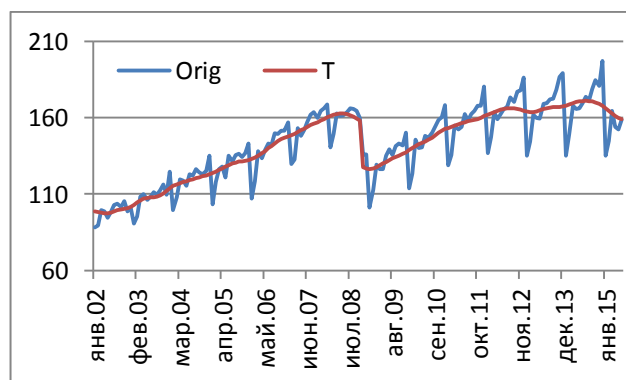


Рисунок 20 – ИПП в ДПИ; ряд средних по τ последовательных разностей оценок SA-компоненты (слева) и средних по τ модулей разностей (справа) в зависимости от периода t .

1.2.6 ИПП в обрабатывающих производствах

Из верхнего рисунка 21 видно, что на большей части рассматриваемого диапазона средний уровень ряда достаточно быстро возрастает (тренд – красная линия на графике слева). Большой сдвиг наблюдается в конце 2008 года. Он был смоделирован совокупностью сдвига уровня между октябрем и ноябрем соответствующего года и аддитивного выброса в октябре. Сезонность также изменяется достаточно резко в промежуток времени около 2008 года. Но общая структура сезонности сохраняется: максимум в декабре, минимум в январе и общая возрастающая тенденция между этими двумя месяцами. Амплитуда сезонных колебаний после 2008 года постепенно увеличивается. На нижних графиках рисунка 21 представлены две сезонности – процедура X-12-ARIMA предпочла аддитивную декомпозицию ряда (рисунок 21 слева). Структура этих сезонностей крайне похожа.



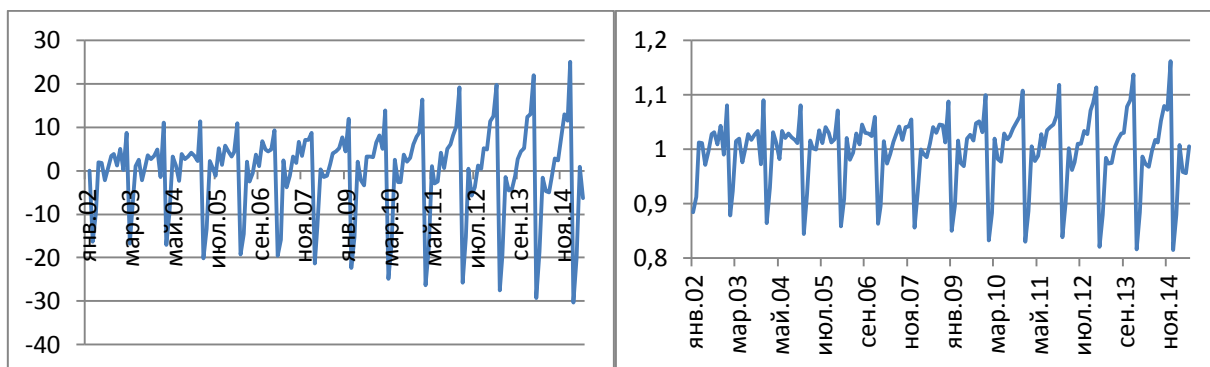


Рисунок 21 – обрабатывающие производства 01.2002-06.2015. Сырой ряд (Orig) и тренд (T) – вверху; сезонность: аддитивная (для X-12-ARIMA) – слева, мультипликативная (для T/S) – справа.

Demetra+ оценивает качество сезонного сглаживания рассматриваемыми спецификациями как хорошее. По критерию минимальных ревизий наилучшей является процедура X-12-ARIMA с тремя типами выбросов ($x1$: -0,190; $x2$: -0,104; $ts1$: -0,159; $ts2$: -0,260).

Анализ поведения хвоста ряда ИПП в обрабатывающих производствах:

На рисунке 22 приведены средние и средние модулей разностей соседних рядов в зависимости от τ_1 – времени проведения оценки, и от τ_2 – удаленности от актуального конца ряда. Колебания ряда $\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_2)}$ не убывают и даже возрастают на 4-5 годах от конца ряда. Ряд $|\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_2)}|$ имеет тенденцию к убыванию, но весьма слабую.

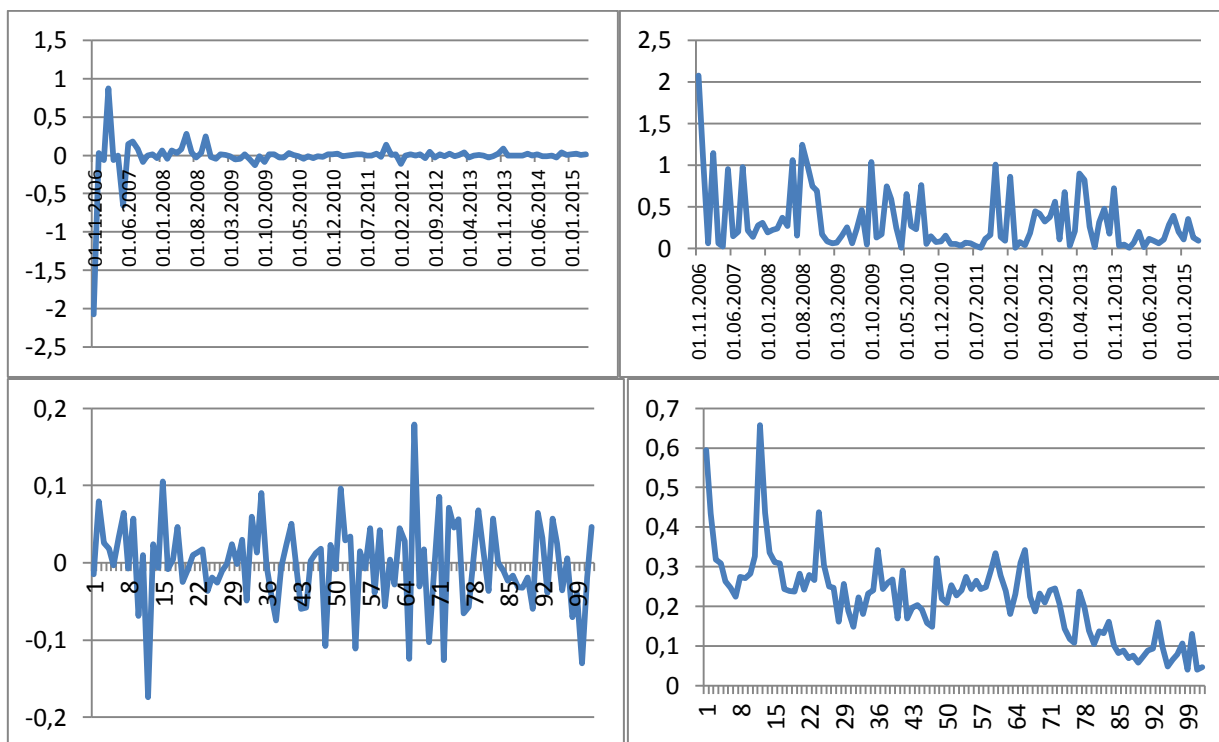


Рисунок 22 – ИПП в ОП; в порядке чтения: $\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_1)}$; $|\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_1)}|$; $\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_2)}$; $|\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_2)}|$.

На момент 06.2015 ряд средних по τ разностей выглядит, как представлено на рисунке 23. Амплитуда колебаний уменьшается примерно после двух лет от актуального конца ряда.

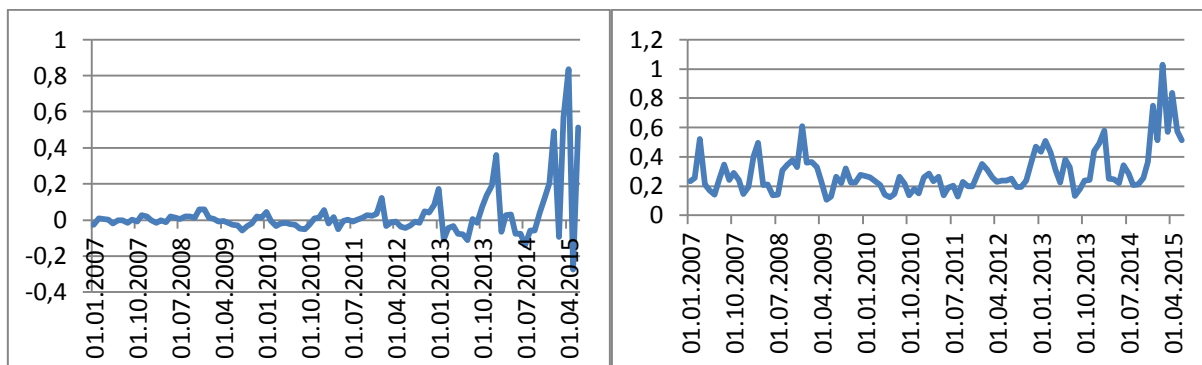


Рисунок 23 – ИПП в ОП; ряд средних по τ последовательных разностей оценок SA-компоненты (слева) и средних по τ модулей разностей (справа) в зависимости от периода t .

1.2.7 ИПП в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды

Из рисунка 24 видно, что в данном ряде тренд, как изменение среднего уровня, практически отсутствует. Значительных изменений, связанных с кризисом 2008 года не обнаружено. Синусоидальная сезонность со временем плавно уменьшается в амплитуде, сохраняя свою структуру.

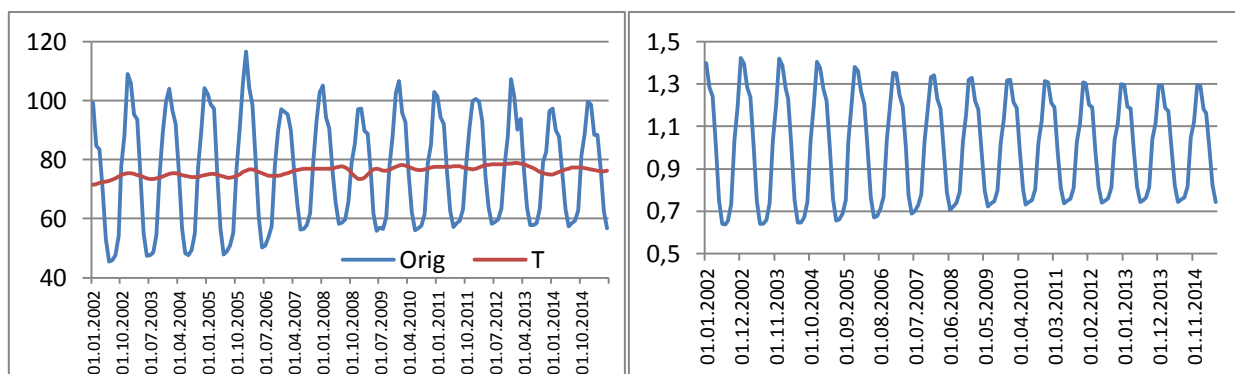


Рисунок 24 – ИПП в производстве и распределении электроэнергии газа и воды 01.2002-06.2015. Сырой ряд (Orig) и тренд (T) – слева, сезонность – справа.

Следующие итоговые оценки качества сезонного сглаживания были рассчитаны Demetra+: $x1$ и $ts1$ – хорошее, $x2$ – плохое, $ts2$ – неопределенное. Поэтому выбор по минимальным средним ревизиям будет проводиться между $x1$ и $ts1$. Значения: $-0,136$ и $-0,281$ соответственно, следовательно, наилучшей для данного ряда является процедура X-12-ARIMA с выбросами типов АО и ТС в предварительной обработке.

Анализ поведения хвоста ряда ЭГВ:

На рисунке 25 приведены средние и средние модулей разностей соседних рядов в зависимости от τ_1 – времени проведения оценки, и от τ_2 – удаленности от актуального конца ряда. Структура рядов $\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_2)}$ и $|\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_2)}|$ достаточно необычна – хвост ряда весьма стабилен, в отличие от его начала. Возможно, это можно списать на малые выборки в начале рядов, однако в рассматриваемых выше аналогичных рядах такого не наблюдалось.

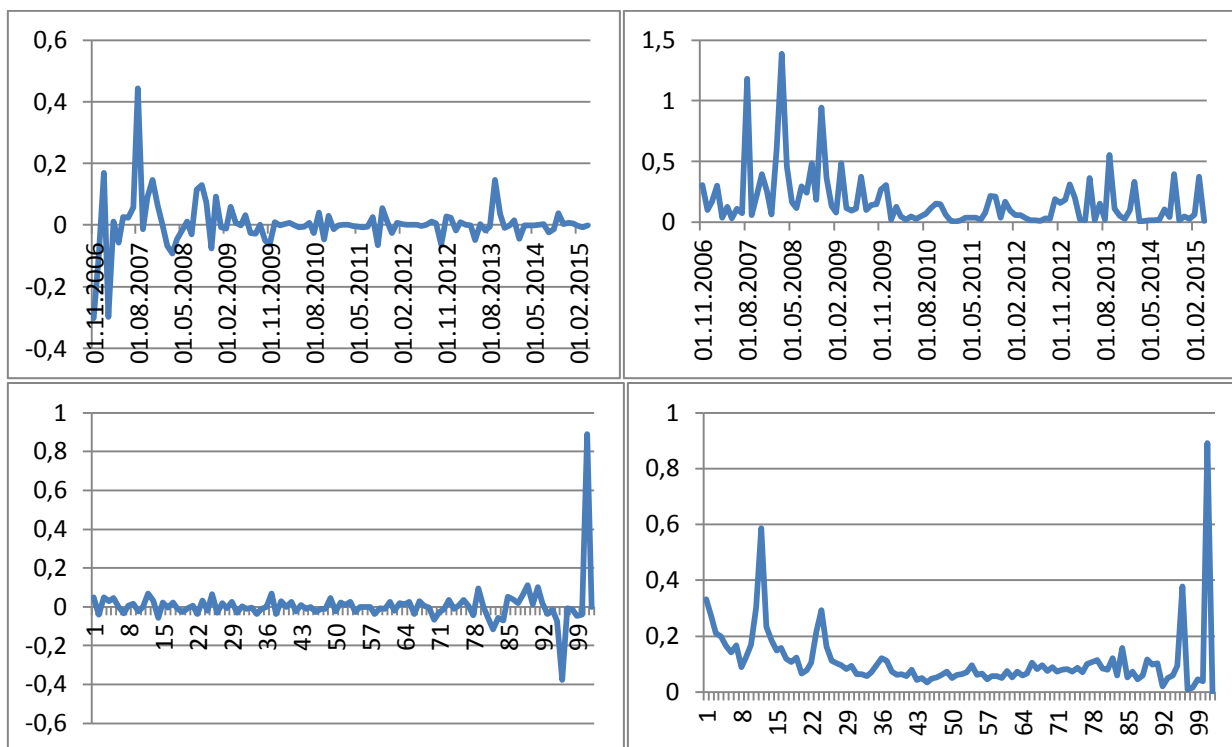


Рисунок 25 –ИПП в ЭГВ; в порядке чтения: $\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_1)}$; $|\Delta_t^{sa}(\tau_1)|$;
 $\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_2)}$; $|\Delta_t^{sa}(\tau_2)|$.

На момент 06.2015 ряд средних по τ разностей выглядит, как представлено на рисунке 26. Амплитуда колебаний уменьшается весьма незначительно.

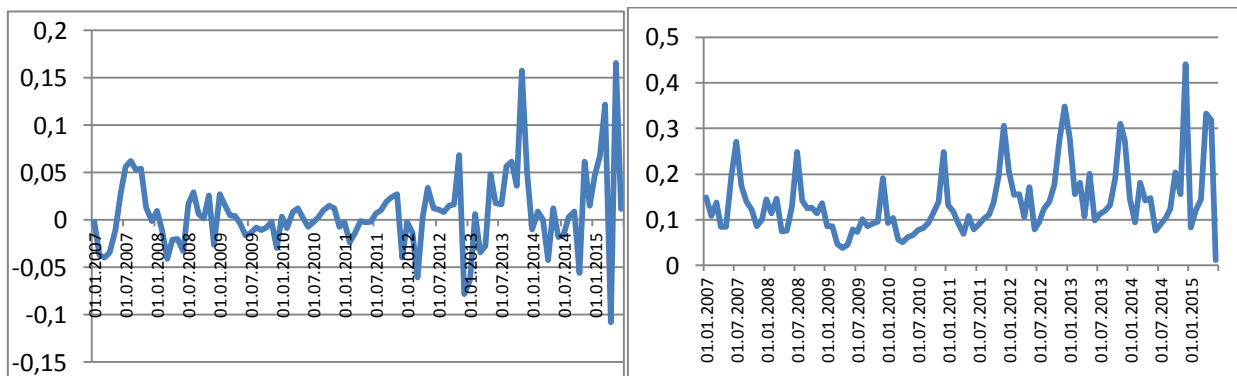


Рисунок 26 – ИПП в ЭГВ; ряд средних по τ последовательных разностей оценок SA-компоненты (слева) и средних по τ модулей разностей (справа) в зависимости от периода t .

1.2.8 Индекс промышленного производства

Из рисунка 27 видно, что на большей части рассматриваемого диапазона средний уровень ряда достаточно быстро возрастает (тренд – красная линия на графике слева). Большой сдвиг наблюдается в конце 2008 года. Он был смоделирован совокупностью двух сдвигов уровня – между сентябрем, октябрем и ноябрем попарно. Также один небольшой аддитивный выброс был включен в модель для наблюдения февраля 2005 года. Сезонность индекса промышленного производства достаточно непостоянна. Примерно до 2008 года она была наиболее непостоянна, как в амплитуде, так и в структуре. После установился более-менее стабильный паттерн: основной максимум в декабре, пик поменьше в марте, минимальные значения в двух последовательных периодах – январе и феврале; амплитуда сезонности начала возрастать.

Спецификации $x1$ и $ts2$ провели хорошее сезонное сглаживание, качество остальных оценивается как неопределенное. Между $x1$ и $ts2$ (средние ревизии за три последних года $-0,118$ и $-0,223$ соответственно) выбор в пользу первой.

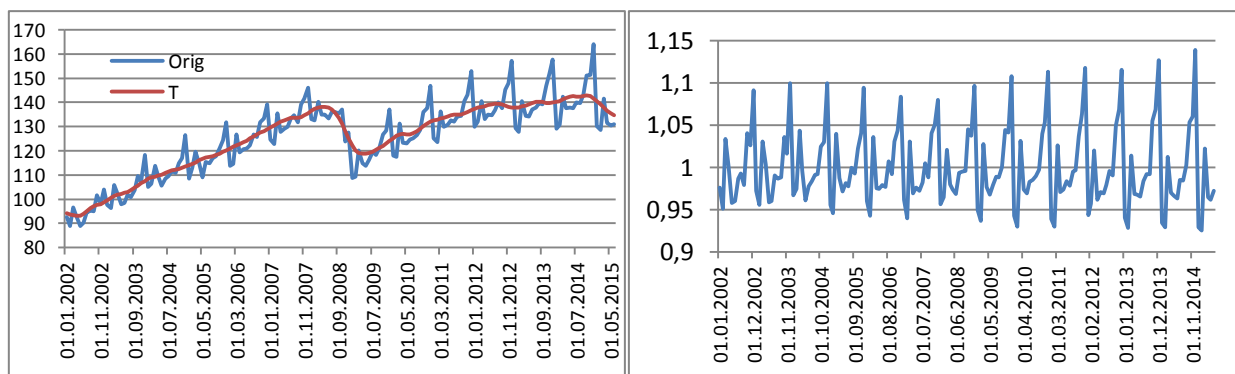


Рисунок 27 – индекс промышленного производства 01.2002-06.2015. Сырой ряд (Orig) и тренд (T) – слева, сезонность – справа.

Анализ поведения хвоста ряда ИПП:

На рисунке 28 приведены средние и средние модулей разностей соседних рядов в зависимости от τ_1 – времени проведения оценки, и от τ_2 – удаленности от актуального конца ряда. Ряд $|\overline{\Delta_t^{sa}}(\tau_2)|$ убывает, судя по нему длина влияющего хвоста ряда ИПП в среднем около трех лет.

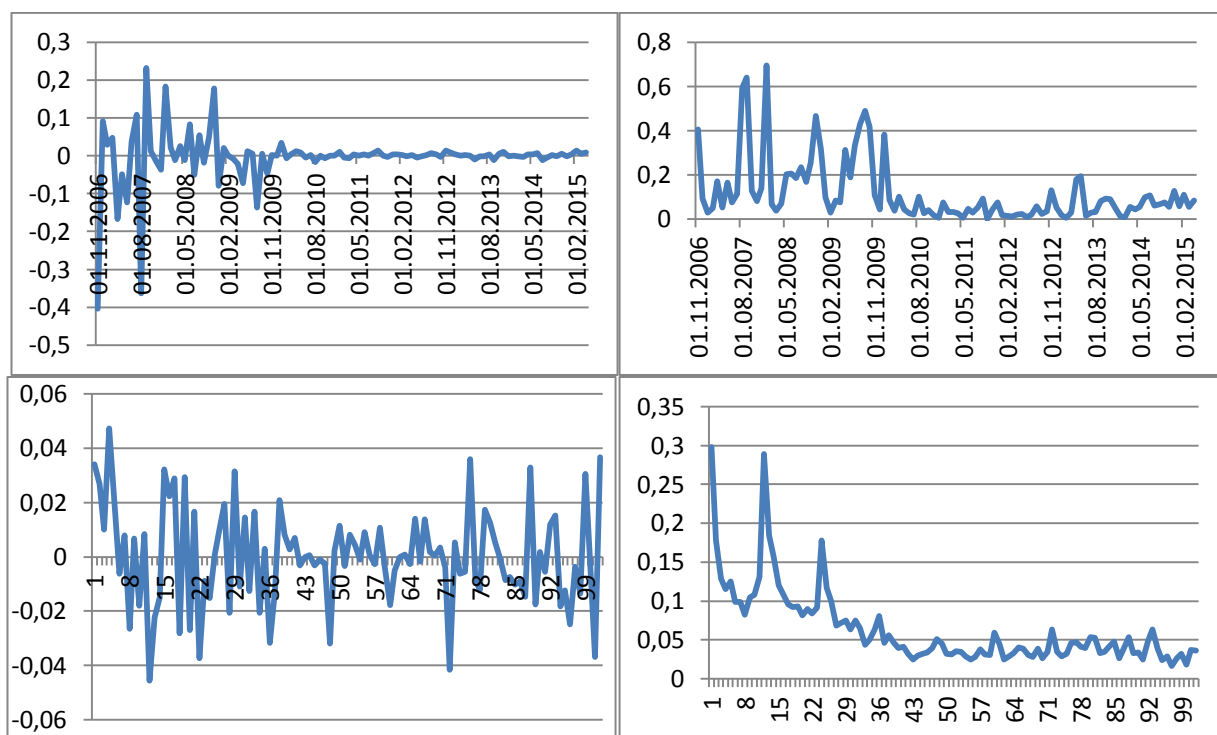


Рисунок 28 – ИПП; в порядке чтения: $\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_1)}$; $|\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_1)}|$;
 $\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_2)}$; $|\overline{\Delta_t^{sa}(\tau_2)}|$.

На момент 06.2015 ряд средних по τ разностей выглядит, как представлено на рисунке 29. Всего через год амплитуда колебаний значительно уменьшается, а оценки значений, удаленных более чем на три года, практически не меняются.

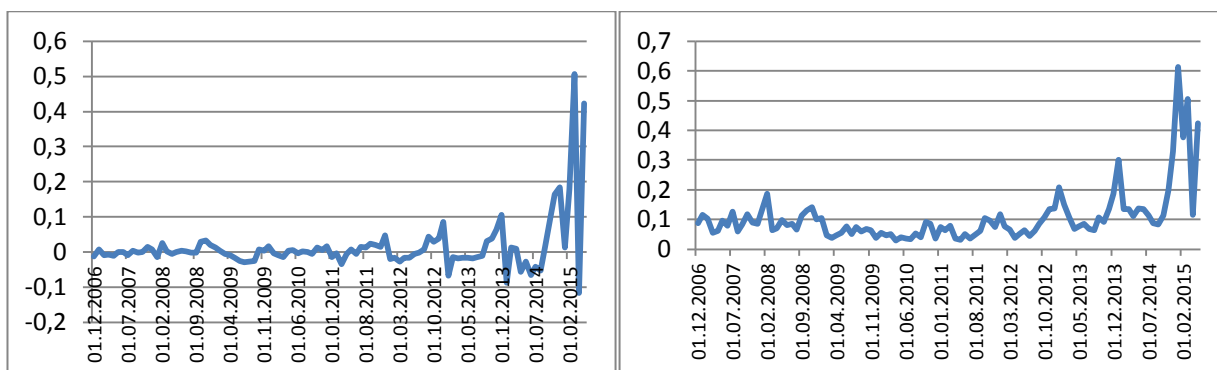


Рисунок 29 – ИПП; ряд средних по τ последовательных разностей оценок SA-компоненты (слева) и средних по τ модулей разностей (справа) в зависимости от периода t .

Далее представлены ряды, которые входят в расчет индекса промышленного производства.

а) ИПП в производстве пищевых продуктов, включая напитки, и табака (рисунок 30). Компонента тренда (красная линия на графике слева) достаточно изменчива, особенно после 2008 года. Компонента сезонности также не отличается стабильностью.

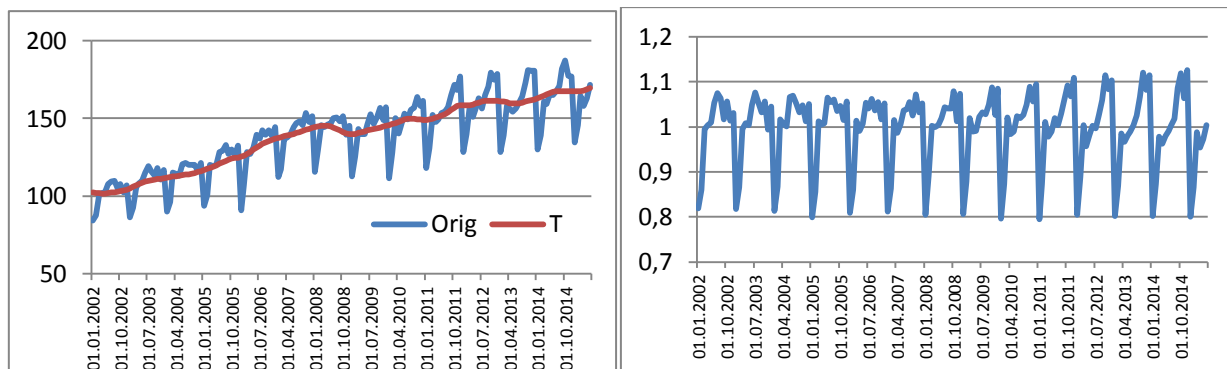


Рисунок 30 – ИПП в производстве пищевых продуктов, включая напитки, и табака 01.2002-06.2015. Сырой ряд (Orig) и тренд (T) – слева, сезонность – справа.

Качество сглаживаниями рассматриваемыми спецификациями оценивается как хорошее, более предпочтительна процедура T/S. Спецификации не различимы для данного ряда, поскольку в ts2 (и x2) не возникло необходимости в выбросах типа LS, что сделало модель идентичной модели ts1 (или x1 соответственно).

б) ИПП в текстильном и швейном производстве (рисунок 31). Ряд крайне не стабилен. Существенные изменения тренда происходили несколько раз, в 2005, 2007 и 2008 годах. Последнее изменение характера долгосрочных изменений – резкий спад показателей – началось в 2014 году. Программа X-12-ARIMA в модель ряда включило пять выбросов: три сдвига уровня между октябрём и ноябрём 2008 года, маем и июнем 2013 и июлем и августом 2014; два аддитивных выброса – в марте 2010 и октябрём 2013. Такое большое количество выбросов, зарегистрированных еще на этапе regARIMA – следствие нестабильности ряда. Сезонность не имеет постоянной структуры, единственная особенность, сохраняющаяся на всем временном диапазоне – минимум в январе. Наибольшие значения приходятся на осенние месяцы и декабрь.

Аддитивная сезонность.

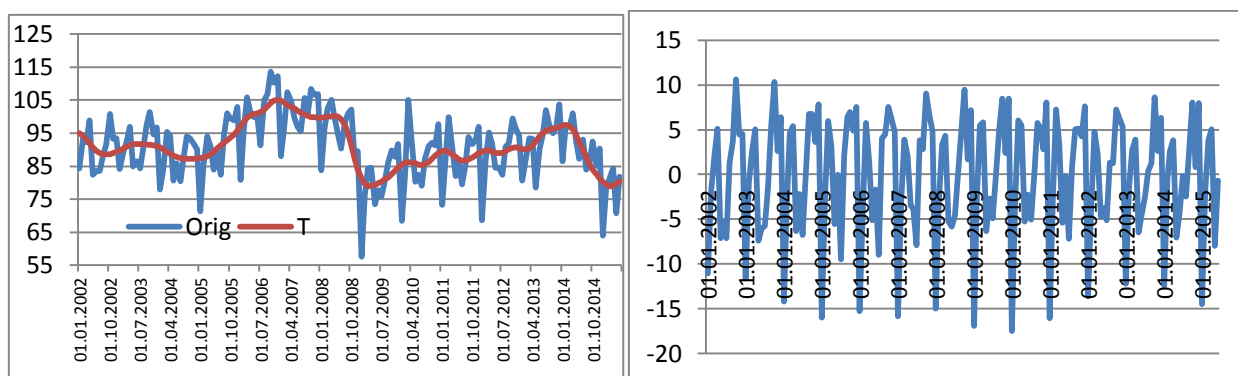


Рисунок 31 – ИПП в текстильном и швейном производстве
01.2002-06.2015. Сырой ряд (Orig) и тренд (T) – слева,
сезонность – справа.

На рисунке 32 отображено как сильно в данном случае наличие выбросов типа LS модели предварительной обработки влияет на вид тренда. Исключение выбросов LS из модели (спецификации $x1$ и $ts1$) позволило избежать резких скачков тренда на актуальном конце ряда.

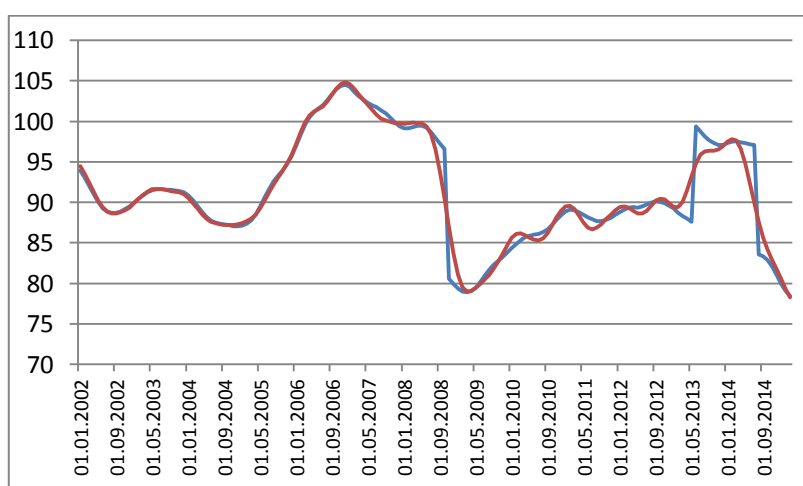


Рисунок 32 – текстильное и швейное производство 01.2002-
06.2015. Тренд полученный $x2$ (синяя линия), тренд
полученный $x1$ (красная линия).

Качество всех рассматриваемых вариантов качества сглаживания оценено Demetra+ как хорошее, по критерию минимальных ревизий предпочтительнее спецификация $x1$ (X-12-ARIMA с выбросами типов АО и ТС).

в) ИПП в производстве кожи, изделий из кожи и производстве обуви (рисунок 33). Тренд этого ряда достаточно изменчив. Наблюдалось два подъема – в

2006 и в 2009, после кризисного спада в 2008. Последние наблюдения также образуют отрицательный тренд. Несмотря на то, что тренд достаточно непостоянен, предварительная обработка regARIMA не сочла нужным корректировать ряд на какие-либо выбросы. Сезонность изменила свою структуру после кризиса 2008 года, амплитуда большей части сезонных колебаний уменьшилась, а пики наоборот выросли – минимум в январе и март-апрельский максимум.

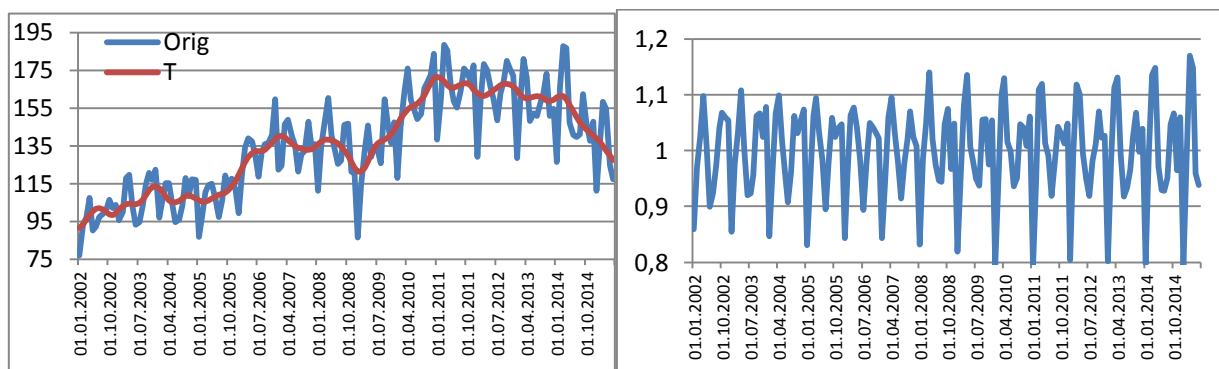


Рисунок 33 – ИПП в производстве кожи, изделий из кожи и производстве обуви 01.2002-06.2015. Сырой ряд (Orig) и тренд (T) – слева, сезонность – справа.

Качество всех рассматриваемых вариантов качества сглаживания оценено Demetra+ как хорошее, по критерию минимальных ревизий предпочтительнее процедура X-12-ARIMA (для данного ряда ее спецификации неразличимы, т.к. x2 не использует возможность включения LS выбросов).

г) ИПП в обработке древесины и производстве изделий из дерева (рисунок 34). Тренд этого ряда был достаточно стабилен до кризиса 2008 года. В конце этого года занял несколько месяцев весьма значительный сдвиг уровня. Возможно, из-за продолжительности и амплитуды этих изменений, они не были включены X-12-ARIMA в модель ряда как выброс типа LS. Как и на всем рассматриваемом диапазоне regARIMA не проводила корректировку выбросов. Из этого можно сделать вывод, что нестабильность тренда не является необходимым условием для моделирования большого числа выбросов (как в ряду «ИПП в производстве кожи...»). Изменившись после кризиса 2008 года, сезонная структура стала более постоянной.

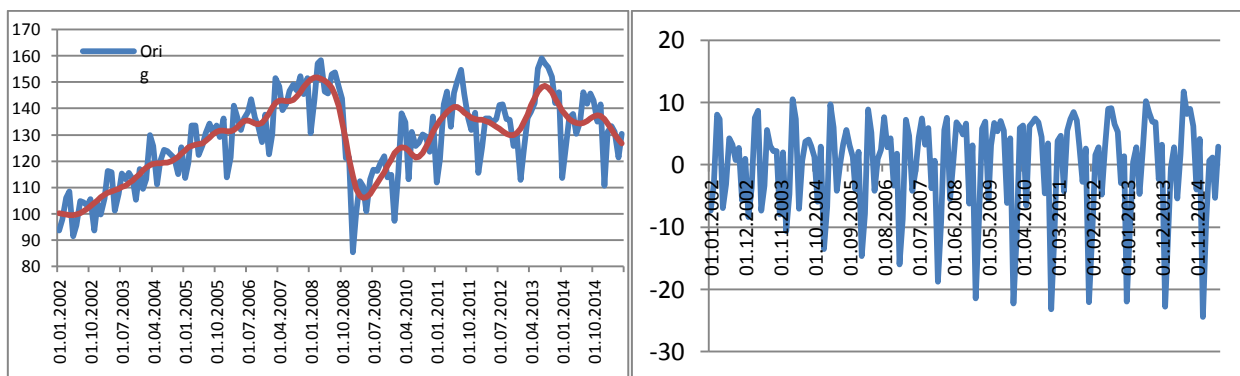


Рисунок 34 – ИПП в обработке древесины и производстве изделий из дерева 01.2002-06.2015. Сырой ряд (Orig) и тренд (T) – слева, сезонность – справа.

Качество всех рассматриваемых вариантов качества сглаживания оценено Demetra+ как хорошее, по критерию минимальных ревизий предпочтительнее процедура X-12-ARIMA.

д) ИПП в целлюлозно-бумажном производстве (рисунок 35). Тренд этого ряда довольно непостоянен, сезонная структура неоднозначна: на первый взгляд она достаточно определенная, но между январскими минимумами наблюдения распределены достаточно хаотично.

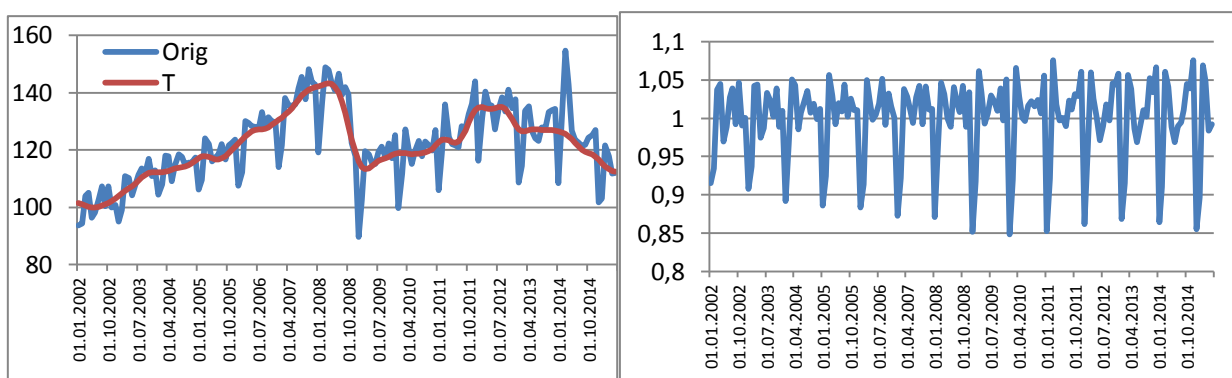


Рисунок 35 - целлюлозно-бумажное производство 01.2002-06.2015. Сырой ряд (Orig) и тренд (T) – слева, сезонность – справа.

Качество всех рассматриваемых вариантов качества сглаживания оценено Demetra+ как хорошее, по критерию минимальных ревизий предпочтительнее спецификация ts1 (T/S с выбросами типов АО и ТС).

е) ИПП в производстве кокса, нефтепродуктов (рисунок 36). Тренд этого ряда достаточно стабилен с закономерным небольшим переломом в конце 2008

года. В regARIMA корректировки выбросов не производилось. Структура сезонной не постоянна, но сохраняет в среднем одну амплитуду.

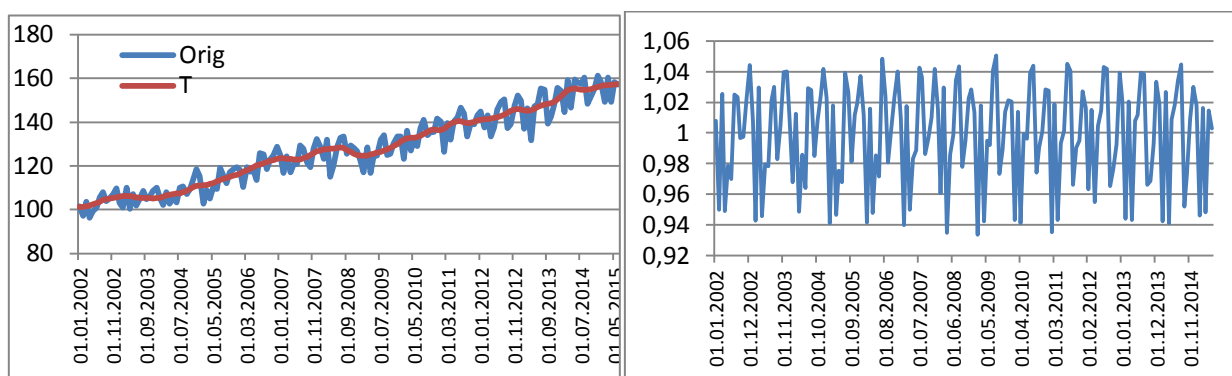


Рисунок 36 – ИПП в производстве кокса, нефтепродуктов 01.2002-06.2015. Сырой ряд (Orig) и тренд (T) – слева, сезонность – справа.

ж) ИПП в химическом производстве (рисунок 37). Этот ряд отличается от большинства рассматриваемых тем, что в нем эффект рабочего дня признан незначительным. Резкие кризисные изменения наблюдаемых значений были смоделированы выбросом типа ТС с единицей в ноябре 2008 года. В итоге в тренде наблюдается небольшой скачок с сохранением тенденции после него. Еще один выброс типа ТС был включен в модель с единицей в ноябре 2013 года. Структура сезонной компоненты претерпевала некоторые изменения в начале рассматриваемого диапазона, но на большей его части относительно постоянна.

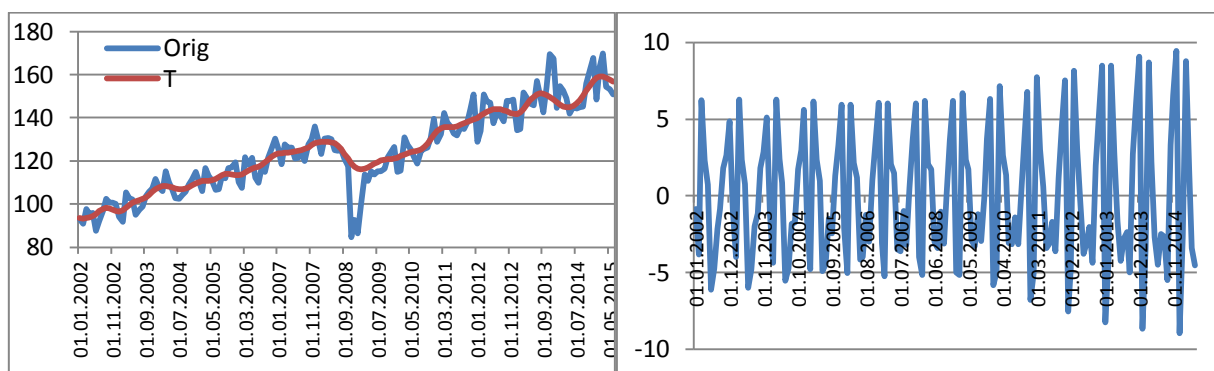


Рисунок 37 – химическое производство 01.2002-06.2015. Сырой ряд (Orig) и тренд (T) – слева, сезонность – справа.

Качество всех рассматриваемых вариантов качества сглаживания оценено Demetra+ как хорошее, по критерию минимальных ревизий процедура T/S.

и) ИПП в производстве резиновых и пластмассовых изделий (рисунок 38). Тренд достаточно нестабilen, в относительно короткие промежутки времени меняет свое направление. Сезонная структура после кризиса относительно постоянна, минимум в январе, максимум в августе, однако амплитуда колебаний весьма быстро возрастает.

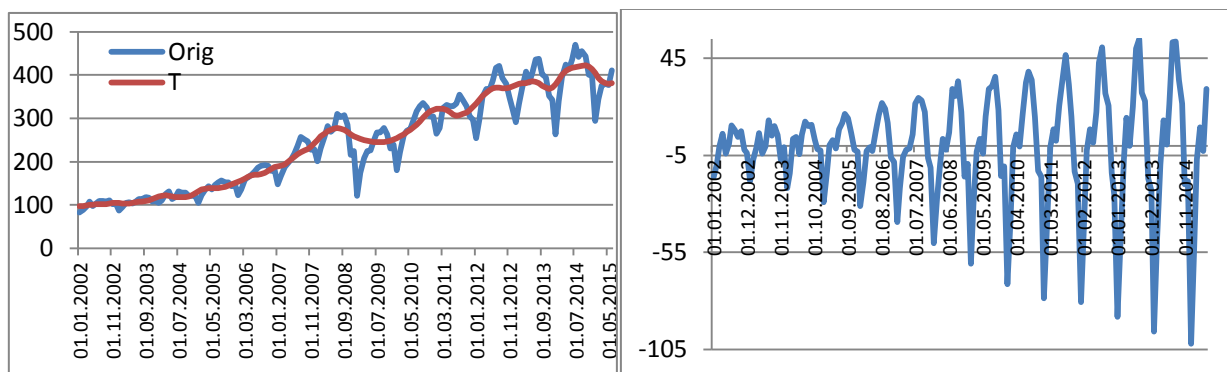


Рисунок 38 – ИПП в производстве резиновых и пластмассовых изделий 01.2002-06.2015. Сырой ряд (Orig) и тренд (T) – слева, сезонность – справа.

Качество всех рассматриваемых вариантов качества сглаживания оценено Demetra+ как хорошее, по критерию минимальных ревизий предпочтение отдано спецификации ts1 (T/S с выбросами типов АО и ТС).

к) ИПП в производство прочих неметаллических минеральных продуктов (рисунок 39). В этом ряду кризисный скачок уровня моделировался тремя выбросами: двумя типа ТС с началом в январе 2006 и ноябре 2008, и сдвигом уровня между октябрем и ноябрем 2008. Волнообразная сезонность достаточно стабильна, после кризиса 2008 г. только несколько увеличилась амплитуда.

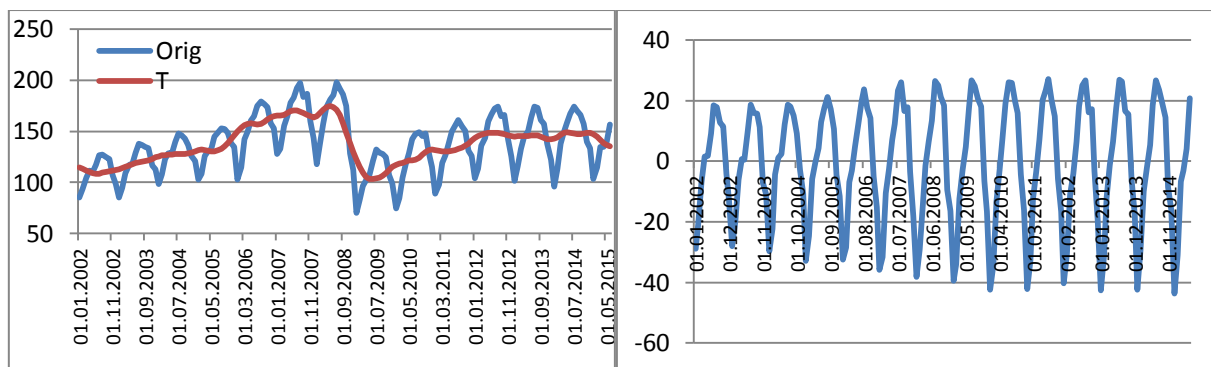


Рисунок 39 – ИПП в производстве прочих неметаллических минеральных продуктов 01.2002-03.2015. Сырой ряд (Orig) и тренд (T) – слева, сезонность – справа.

Качество всех рассматриваемых вариантов качества сглаживания оценено Demetra+ как хорошее, по критерию минимальных ревизий предпочтительнее спецификация ts1 (T/S с выбросами типов АО и ТС).

л) ИПП в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий (рисунок 40). На большей части рассматриваемого диапазона средний уровень ряда достаточно быстро возрастает. Резкий спад показателей произошел за 2008 год. Он был смоделирован совокупностью двух выбросов: аддитивный выброс в октябре 2008 и сдвиг уровня между октябрём и ноябрём 2008. Помимо этого в модель ряда были включены еще три сдвига уровня: август-сентябрь 2005, май-июнь 2009 и январь-февраль 2015. Последний был включен автоматической процедурой, некорректно, поскольку это наблюдения из самого конца ряда и выбросы в этой области могут исказить истинную картину. Сезонность ряда достаточно постоянна, с закономерным кризисным изменением: стал более выражен январский минимум.

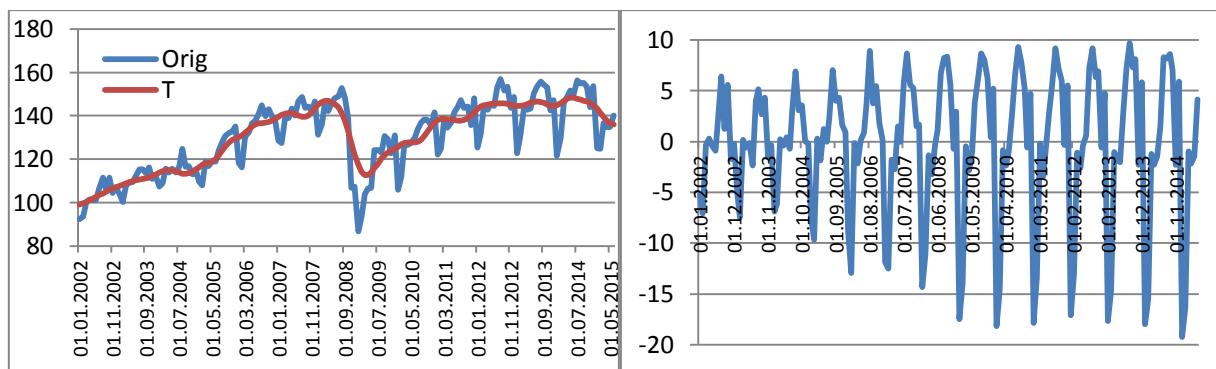


Рисунок 40 – ИПП в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий 01.2002-06.2015. Сырой ряд (Orig) и тренд (T) – слева, сезонность – справа.

На рисунке 41 отображено как сильно в данном случае наличие выбросов типа LS влияет на вид тренда. Резкие скачки тренда в самом его конце крайне нежелательны для мониторинга показателей, только поэтому уже стоит предпочесть спецификации процедур, исключаяющие выбросы типа LS из предварительной обработки (x1, ts1).

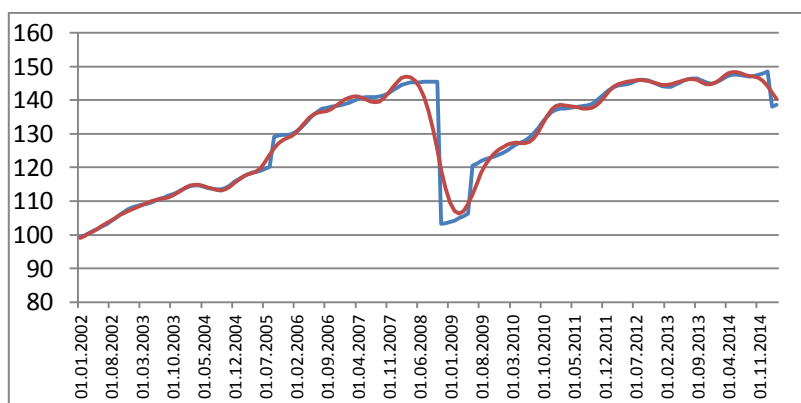
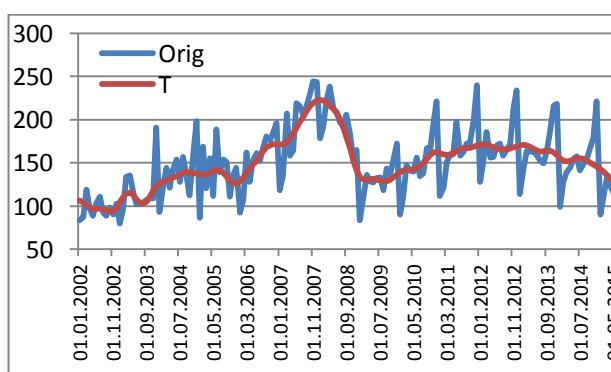


Рисунок 41 – ИПП в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий 01.2002-06.2015. Тренд оцененный x_2 (синяя линия), тренд оцененный x_1 (красная линия).

Качество всех рассматриваемых вариантов сезонного сглаживания оценено Demetra+ как хорошее, по критерию минимальных ревизий предпочтительнее спецификация x_2 . Однако, отсутствие выбросов на актуальном конце ряда может быть важнее этого критерия, в таком случае, наилучшая спецификация – $ts1$.

м) ИПП в производстве машин и оборудования (рисунок 42). Несмотря на то, что тренд достаточно нестабилен, программа включила только один аддитивный выброс в феврале 2005 года. Сезонная структура крайне непостоянна и до и после кризиса. Основной минимум в январе, максимум – в декабре. Процедуры выбрали разные варианты декомпозиции: X-12-ARIMA оценила аддитивную сезонность, а T/S – мультипликативную, эти сезонности похожи между собой по структуре.

Качество сглаживания спецификацией $ts1$ оценено как неопределенное, остальных – как хорошее. По критерию минимальных ревизий с крайне незначительным отрывом наилучшая спецификация – $ts2$.



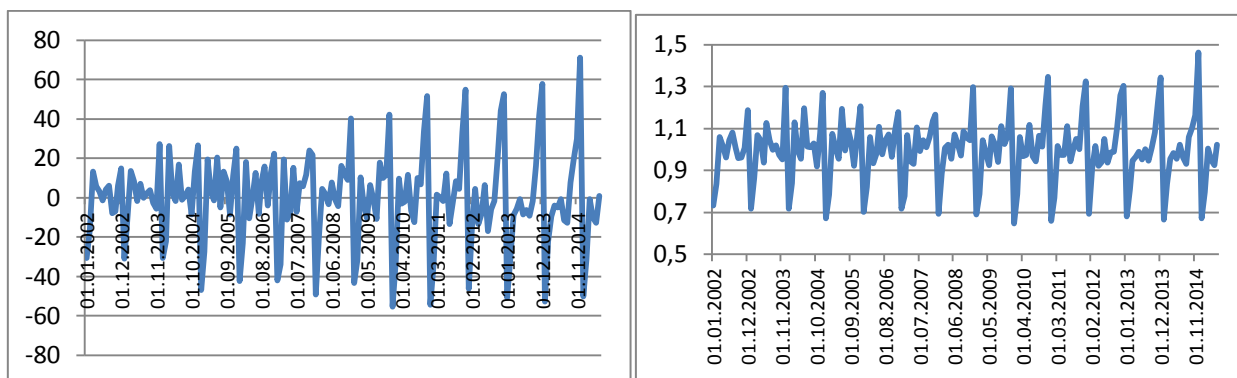


Рисунок 42 – ИПП в производстве машин и оборудования 01.2002-06.2015. Сырой ряд (Orig) и тренд (T) – вверху, сезонность – внизу: оценка X-12-ARIMA слева, T/S - справа.

н) ИПП в производстве электрооборудования, электрического и оптического оборудования (рисунок 43). Кризисное изменение в уровне достаточно резкое, поэтому было смоделировано сдвигом уровня октябрь-ноябрь 2008 года. Также в модель был включен еще один аддитивный выброс в ноябре 2014, но это значение относится к концу ряда, поэтому выброс может быть определен некорректно. Скорее всего, это изменения в сезонности: месячные средние за ноябрь и декабрь достаточно близки (составляют максимум), и первое ноябрьское значение, превосходящее декабрьское, могло быть классифицировано как выброс. После кризиса 2008 г. сезонность стала более выраженной и значительной по величине. Снова процедуры выбрали разные декомпозиции: X-12-ARIMA аддитивную, T/S мультипликативную.

Качество сглаживания спецификацией x_2 оценено как неопределенное, остальных – как хорошее. По критерию минимальных ревизий предпочтительнее ts_1 .

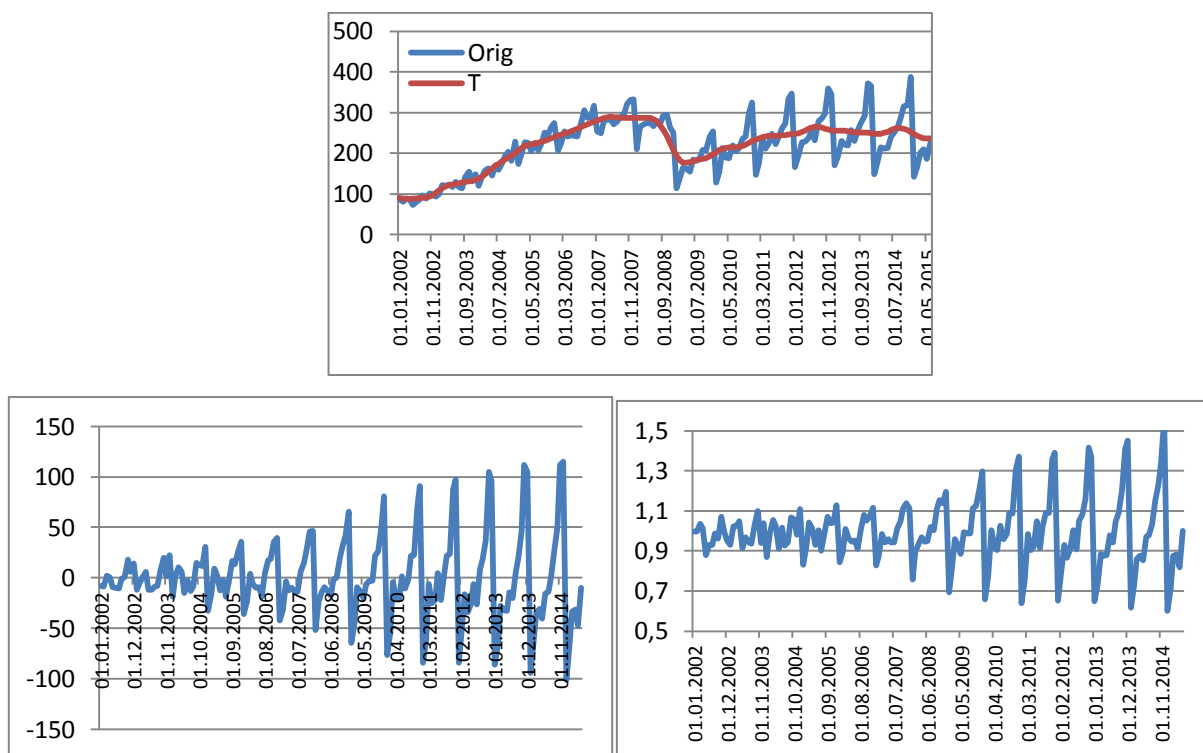


Рисунок 43 – ИПП в производстве электрооборудования, электрического и оптического оборудования 01.2002-06.2015. Сырой ряд (Orig) и тренд (T) – сверху, сезонность – внизу: оценка X-12-ARIMA слева, T/S – справа.

п) ИПП в производстве транспортных средств и оборудования (рисунок 44). В этом ряду, в отличие от большинства рассмотренных, эффект рабочего дня был признан программой X-12-ARIMA незначительным. Кризисный сдвиг уровня достаточно резкий, был смоделирован (при включении такового в модель) выбросом типа LS между октябрём и ноябрём 2008 года. Больше выбросов в предварительной обработке ряда обнаружено не было. Сезонность достаточно стабильна, с постепенно возрастающей амплитудой.

Качество сглаживания для всех рассматриваемых спецификаций оценено как хорошее. По критерию минимальных ревизий предпочтительнее x_2 .

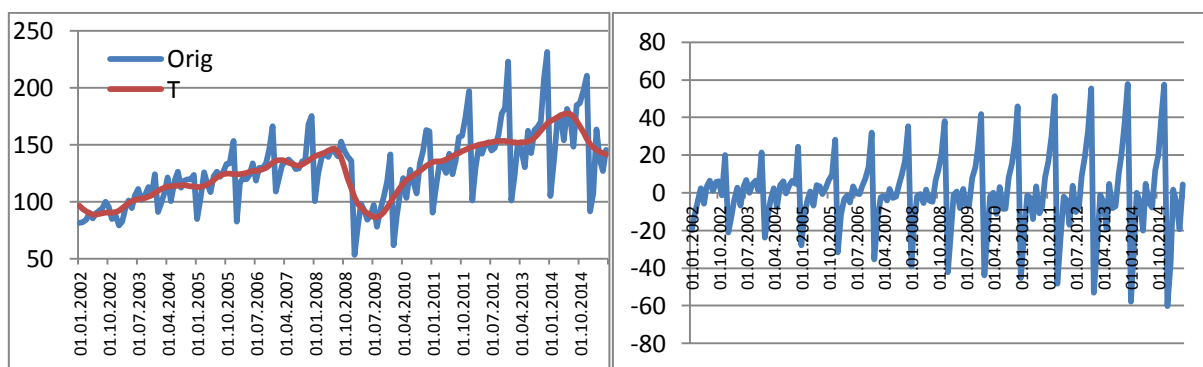


Рисунок 44 – ИПП в производстве транспортных средств и оборудования 01.2002-06.2015. Сырой ряд (Orig) и тренд (T) – слева, сезонность – справа.

р) ИПП в прочих производствах (рисунок 45). Несмотря на часто изменяющийся характер тренда, на этапе предварительной обработки был обнаружен только один выброс – сдвиг уровня октябрь-ноябрь 2008 года. Сезонность нестабильна и трудно говорить о ее изменении после кризиса. Минимальное месячное среднее значение в январе, максимальное – в декабре.

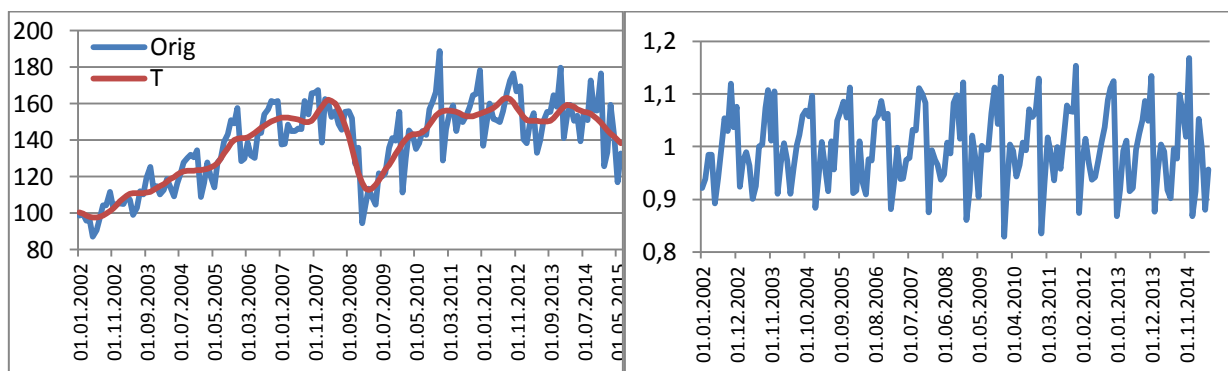


Рисунок 45 – прочие производства 01.2002-03.2015. Сырой ряд (Orig) и тренд (T) – слева, сезонность – справа.

Качество сглаживания для всех рассматриваемых спецификаций оценено как хорошее. По критерию минимальных ревизий предпочтительнее процедура X-12-ARIMA.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В таблице 7 приведены основные статистические характеристики анализа процедур сезонного сглаживания российских макроэкономических временных рядов. Из нее видно, что в общем случае процедура X-12-ARIMA оказалась более универсальна для рассматриваемых рядов – обе спецификации X-12-ARIMA оказались наиболее предпочтительны для 10 рядов каждая, а спецификации T/S только для 5 каждая. Из этого, однако, не следует никаких однозначных выводов, потому что с добавлением новых точек ситуация может поменяться. Если пользователь Demetra+ хочет наилучшим образом сгладить каждый из рядов, то следует каждый раз выбирать между процедурами и спецификациями. Если стоит задача пакетной обработки, то подойдет любая из процедур.

Таблица 7 – итоговая оценка (summary) качества сглаживания российских макроэкономических рядов разными спецификациями процедур: x1, x2, ts1, ts2 – зеленая ячейка – хорошее сглаживание, светло-красная – неопределенное, красное – плохое. Содержимое ячейки – средняя ревизия за 3 последних года, жирным шрифтом выделено минимально для каждого ряда (при условии хорошего сглаживания).

	x1	x2	ts1	ts2
Индекс промышленного производства	-0,1181	-0,0448	-0,1235	-0,2227
ИПП в добыче полезных ископаемых	-0,0455	-0,0400	-0,0861	-0,1055
ИПП в обрабатывающих производствах	-0,1902	-0,1041	-0,1587	-0,2603
ИПП в пр-ве электроэнергии газ и вода	-0,1356	-0,1622	-0,2809	-0,1422
ИПП в производстве пищевых продуктов, включая напитки, и табака	0,083	0,083	0,0079	0,0079
ИПП в текстильном и швейном производстве	-0,0663	-0,1243	-0,1292	-0,1642
ИПП в производстве кожи, изделий из кожи и производстве обуви	-0,1698	-0,1698	-0,3277	-0,3277
ИПП в обработке древесины и производстве изделий из дерева	-0,27	-0,27	-0,4171	-0,5062
ИПП в целлюлозно-бумажном производстве;	-0,0918	-0,0354	-0,0167	-0,0764
ИПП в производстве кокса, нефтепродуктов	0,0055	0,0055	-0,0537	-0,1229
ИПП в химическом производстве	0,1933	0,1933	0,1614	0,014
ИПП в производстве резиновых и пластмассовых изделий	-0,4117	-0,3732	-0,0765	-0,1203
ИПП в пр-ве прочих неметаллических	-0,2828	-0,1098	-0,0266	-0,2407

минеральных продуктов				
ИПП в металлургическом пр-ве и пр-ве готовых металлических изделий	-0,3012	-0,1693	-0,2326	-0,3565
ИПП в производстве машин и оборудования	0,1193	0,1193	0,0998	-0,1181
ИПП в пр-ве электрооборудования, эл-го и оптического оборудования	0,4759	0,3732	-0,0064	-0,0804
ИПП в производстве транспортных средств и оборудования	-0,5261	-0,5088	-0,7978	-0,9025
ИПП в прочих производствах	-0,2113	-0,2113	-0,3341	-0,4649
Оборот розничной торговли	-0,0585	-0,0833	-0,1094	-0,0449
Денежный агрегат М2, с 1993	0,0417	0,0413	0,043	0,109
Денежный агрегат М2, с 2002	0,0027	-0,0351	-0,0534	-0,0667
Номинальная заработная плата, с 1991	0,1292	0,0664	0,0355	0,0297
Номинальная заработная плата, с 2002	0,0406	0,0356	-0,0867	0,0018
Индекс потребительских цен	7,0122	12,9923	-2,1044	-0,018
Индекс потребительских цен, база 12.2001	0,0043	0,0422	0,0098	-0,0489

Ниже приведена таблица, в которой российские макроэкономические ряды разбиваются на группы, на основе выделенных выше критериев: те, которые лучше корректируются при помощи X12-ARIMA, и те, для которых лучшие результаты дает процедура TRAMO/SEATS (см. таблицу 8). Отметим, что процедура X12-ARIMA чаще лучше подходит к российским данным: она оказалась рекомендована для 15 показателей против 9 для процедуры TRAMO/SEATS. Тем не менее, отметим, что в процессе работы с пакетом Demetra+ было обнаружено, что X12-ARIMA чаще, чем TRAMO/SEATS, «отказывалась» проводить сезонную корректировку данных на некоторых интервалах.

Таблица 8 – Рекомендации по выбору процедуры сезонной корректировки данных для российских макроэкономических показателей

	X12-ARIMA		TRAMO/SEATS	
	без LS	с LS	без LS	с LS
Показатели	ИПП; ИПП в пр-ве электроэнергии, газа и воды; ИПП в текстильном и швейном производстве; ИПП в производстве кожи, изделий из кожи и производстве обуви; ИПП в обработке древесины и производстве изделий из дерева; ИПП в производстве кокса, нефтепродуктов; ИПП в прочих производствах; Денежный агрегат M2, с 2002; Индекс потребительских цен;	ИПП в добыче полезных ископаемых; ИПП в обрабатывающих производствах; ИПП в целлюлозно-бумажном производстве; ИПП в металлургическом пр-ве и пр-ве готовых металлических изделий; ИПП в производстве транспортных средств и оборудования; Денежный агрегат M2, с 1993;	ИПП в производстве пищевых продуктов, включая напитки, и табака; ИПП в производстве резиновых и пластмассовых изделий; ИПП в пр-ве прочих неметаллических минеральных продуктов; Номинальная заработная плата, с 1991;	ИПП в химическом производстве; ИПП в производстве машин и оборудования; ИПП в пр-ве электрооборудования, эл-го и оптического оборудования; Оборот розничной торговли; Номинальная заработная плата, с 2002;
Всего	9	6	4	5
	15		9	

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

Eurostat. ESS guidelines on seasonal adjustment 2009.

Губанов В.А., "Сравнение методов сезонной корректировки временных рядов," Научные труды: Институт народнохозяйственного прогнозирования РАН, 2010. pp. 149 – 169.

Grudkowska S, "Demetra+ User Manual," 2011.

Boset C, "Vivaldi beschrijving," Statistics Netherlands, Voorburg, Internal report 2000.