

ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ИНФЛЯЦИИ В БЕЛАРУСИ

Александр Зарецкий*

Резюме

Прогнозирование инфляции в Беларуси усложняется частыми шоками, которые, в частности, являются результатом высокой доли государственного регулирования экономики: как цен напрямую, так и косвенного влияния на обменный курс, процентные ставки и некоторые другие переменные, которые влияют на инфляцию. Учесть первый фактор, то есть регулирование цен, можно путем прогнозирования изменения регулируемых цен отдельно от изменения цен на остальные товары и услуги. Такой подход был применен в данной работе: ИПЦ очищался от влияния изменения цен на некоторые товары и услуги, которые в основном имеют большой вес в потребительской корзине и подвержены административному регулированию (прямому или косвенному). Модели прогнозирования «очищенного» ИПЦ имеют хорошие характеристики – они в среднем лучше, чем характеристики моделей прогнозирования ИПЦ в целом, которые Исследовательский центр ИПМ применял ранее. Кроме того, с помощью таких моделей, очевидно, значительно удобнее учитывать информацию о будущих изменениях регулируемых цен, которая доступна на момент подготовки прогноза.

Содержание

1.	Введение	2
2.	Трансформация временного ряда ИПЦ	3
2.1.	Алкогольные напитки	3
2.2.	Табачные изделия	4
2.3.	Бензин	4
2.4.	Услуги ЖКХ	5
2.5.	Услуги пассажирского транспорта	6
2.6.	Услуги связи	7
2.7.	Услуги дошкольных учреждений	7
2.8.	Услуги высшего образования	8
2.9.	Получение очищенного ИПЦ и остатка ИПЦ	8
3.	Обновленные модели прогнозирования инфляции	10
3.1.	AR-модели	10
3.2.	AR-модели для укрупненных групп ИПЦ	11
3.3.	VAR-модели	13
3.4.	ECM-модели	15
3.5.	Прогнозирование остатка ИПЦ	17
4.	Заключение	17
	Литература	18
	Приложение 1. Функции импульс-отклик: VAR в приведенной форме и структурная VAR (из трех переменных)	20
	Приложение 2. Функции импульс-отклик модели (9)	21
	Приложение 3. Уравнения, описывающие краткосрочную динамику в модели ECM	22

Рабочий материал Исследовательского центра ИПМ

WP/14/02



ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ
ЦЕНТР ИПМ
исследования • прогнозы • мониторинг

ул. Захарова, 50 Б, 220088, Минск, Беларусь
тел./факс +375 17 210 0105
веб-сайт: <http://research.by/>
e-mail: research@research.by

© 2014 Исследовательский центр ИПМ

Позиция, представленная в документе, отражает точку зрения авторов и может не совпадать с позицией организаций, которые они представляют.

* Экономист Исследовательского центра ИПМ, e-mail: zaretsky@research.by.

1. ВВЕДЕНИЕ

В работе Зарецкий (2013) была рассмотрена методология краткосрочного прогнозирования инфляции в Беларуси, которая применялась Исследовательским центром ИПМ при подготовке регулярных бюллетеней, содержащих анализ динамики потребительских цен и прогноз их динамики на ближайшие шесть месяцев. В ходе подготовки данных бюллетеней авторы столкнулись с рядом сложностей, которые снижают точность прогнозов. Сложности связаны с тем, что цены на большую часть потребительских товаров и услуг в Беларуси формируются не полностью на рыночной основе, многие цены напрямую административно регулируются. Это приводит к тому, что во временном ряде инфляции часто возникают выбросы из-за резких изменений цен на товары или услуги, расходы на которые составляют большую долю потребительских расходов домохозяйств. В результате точность прогнозов иногда оказывается низкой (фактическое значение инфляции близко к границе доверительного интервала, а в некоторых случаях даже выходит за границу).

Если будущее резкое изменение цен на некоторый товар или услугу известно заранее, то возникает вопрос, как наиболее корректно учесть данное изменение в прогнозе индекса потребительских цен (ИПЦ) в целом. При использовании моделей, которые описаны в работе Зарецкий (2013), такие изменения учитываются в ожидаемых будущих значениях остатков регрессий (в обычной ситуации они равны нулю¹). Значения для остатков определяются с учетом весов составляющих потребительской корзины². Однако у такого метода есть ряд недостатков. Во-первых, при определении значений будущих остатков необходимо учитывать авторегрессионную структуру большинства уравнений моделей. Это тем сложнее, чем больше лаговых переменных в уравнении и чем больше уравнений в модели. Если в случае AR(1)-модели такие расчеты проделать просто, то в случае моделей VAR это может быть трудоемко. Во-вторых, прогнозируемые остатки содержат сезонный компонент, в то время как при моделировании из переменной инфляции или уровня цен сезонный компонент устраняется. Сезонный компонент прогнозируется достаточно просто, и удаление сезонного компонента из ожидаемых будущих остатков создает дополнительную погрешность. В-третьих, данный метод относительно удобен только в случае прогнозирования временного ряда инфляции напрямую. В более распространенном случае, когда инфляция задается в уравнении как прирост логарифма уровня цен, применение данного метода значительно менее удобно. Из-за данных недостатков было решено переработать систему моделей прогнозирования инфляции.

В обновленных уравнениях в качестве переменной инфляции участвует не ИПЦ в целом, а ИПЦ, рассчитываемый по потребительской корзине, из которой исключены некоторые товары и услуги, изменение цен на которые в большей степени подвержено выбросам либо цены на которые изменяются административно, а также товары и услуги, расходы на которые имеют большой вес в потребительской корзине (цены на них предпочтительнее прогнозировать отдельно). На решение об исключении каких-либо товаров или услуг, естественно, влияет доступность статистики об изменении соответствующих цен в открытом доступе за временной период, на котором оцениваются модели.

В результате модификации моделей их качество в целом улучшилось, а процесс прогнозирования стал более корректным и удобным. Возможно, более предпочтительным вариантом могло бы быть максимально дезагрегированное прогнозирование – на уровне отдельных товаров и услуг, – однако его применению препятствует ограниченная доступность открытой информации о весах товаров и услуг в потребительской корзине. Кроме того, при таком варианте непросто использовать многомерные модели.

В следующем разделе работы будет рассмотрена процедура трансформации временного ряда ИПЦ, в третьем разделе – модифицированные модели, в четвертом – будут подведены итоги.

¹ В общем случае $E_t e_{t+k} = 0, \forall k \geq 1$, где E_t – математическое ожидание переменной с учетом информации о переменных, доступной в периоде t , e – остаток регрессии.

² Набор товаров и услуг, изменения цен на которые формируют ИПЦ.

2. ТРАНСФОРМАЦИЯ ВРЕМЕННОГО РЯДА ИПЦ

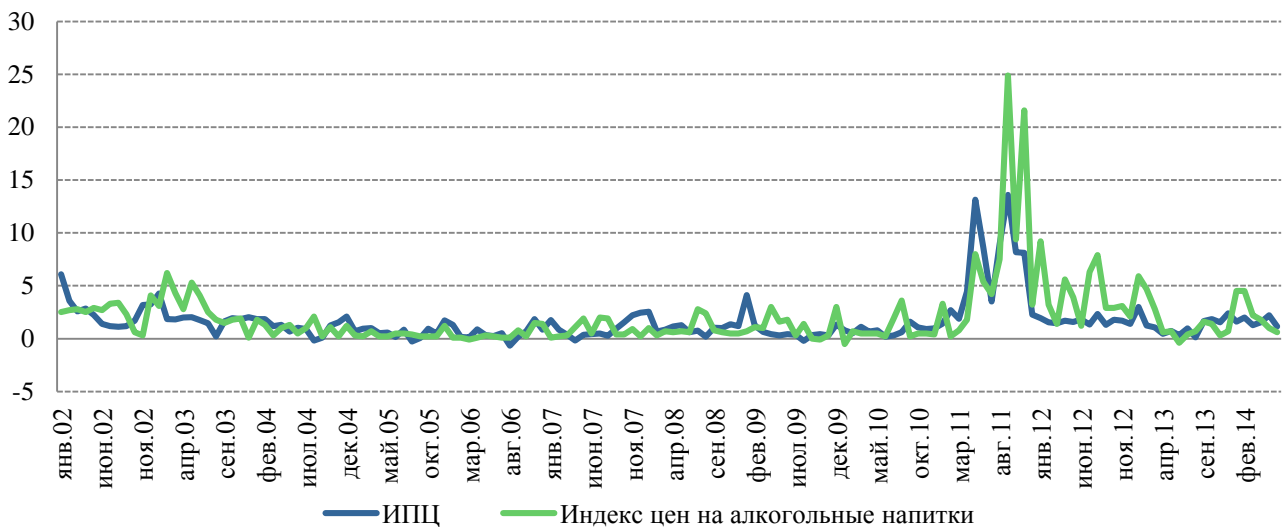
Было решено удалить из потребительской корзины следующие товары и услуги:

- 1) алкогольные напитки,
- 2) табачные изделия,
- 3) бензин,
- 4) жилищно-коммунальные услуги (услуги ЖКХ),
- 5) услуги пассажирского транспорта,
- 6) услуги связи,
- 7) услуги дошкольных учреждений,
- 8) услуги высшего образования.

Рассмотрим динамику цен на данные товары и услуги и обоснуем, почему они будут прогнозироваться отдельно.

2.1. Алкогольные напитки

Временной ряд индекса цен на алкогольные напитки показан на рис. 1. На рисунке для сравнения показан ряд ИПЦ в целом. Аналогичным образом будут построены другие рисунки.



Источник: Национальный статистический комитет Республики Беларусь (Белстат).

Рис. 1. ИПЦ и изменение цен на алкогольные напитки, % м/м³

Цены на алкогольные напитки на протяжении некоторых периодов изменялись схоже ИПЦ, но заметно и множество резких повышений цен, особенно начиная с 2011 г. Это, во-первых, объясняется тем, что цены на алкогольные напитки крепостью свыше 28%, в частности водку, регулируются государством. Государство устанавливает предельные минимальные цены, а в остальном цена формируется рыночным образом⁴. Во-вторых, цены на алкогольные напитки зависят от ставок акцизов. Алкогольные напитки имеют большой вес в потребительской корзине⁵, что усиливает влияние резких изменений цен на ИПЦ. По этим причинам и было решено прогнозировать изменение цен на алкогольные напитки отдельно. Заметим, что Белстат также учитывает данные факторы и не включает водку в потребительскую корзину при расчете базовой инфляции⁶, на которую в меньшей степени влияет административное регулирование цен и сезонные изменения цен.

³ Месяц к предыдущему месяцу.

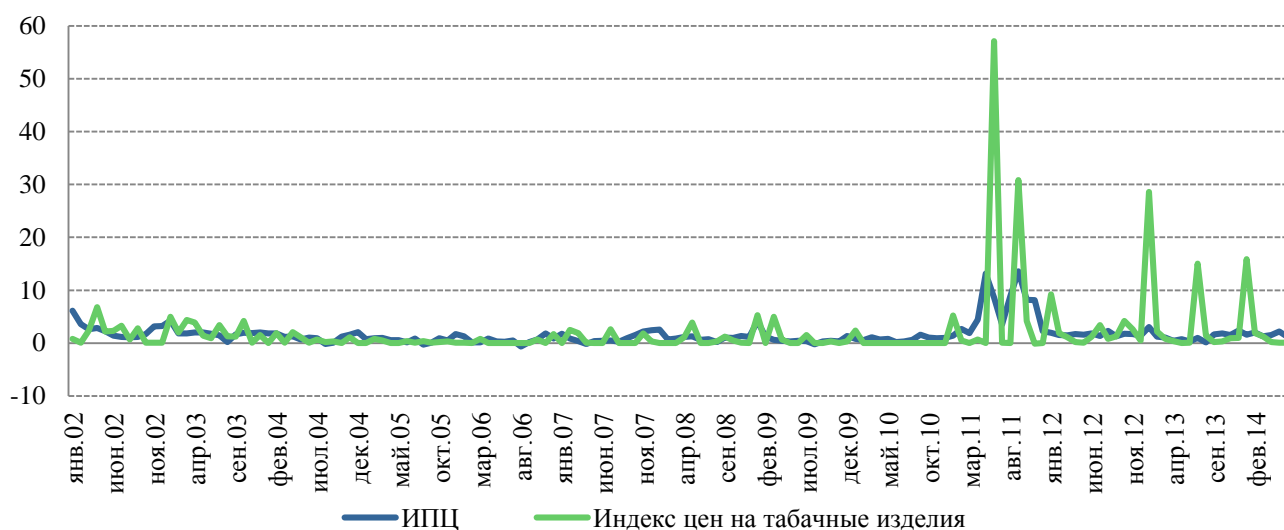
⁴ См. постановление Министерства экономики Республики Беларусь от 31 марта 2011 г. № 49 "Об установлении предельных минимальных цен на алкогольную продукцию крепостью свыше 28 процентов и признании утратившими силу некоторых постановлений Министерства экономики Республики Беларусь".

⁵ 7.32% в 2012 г. (последние данные). См. http://belstat.gov.by/ofitsialnaya-statistika/otrasli-statistiki/tseny/godovye-dannye_3/struktura-potrebitelskih-rashodov-naseleniya-respubliki-belarus-dlya-rascheta-indeksa-potrebitelskih-tsen/.

⁶ См. http://belstat.gov.by/kscms/uploads/file/stats_plan/Planirovanie/3.Metodologia/Metodiki/Prices/ml1_prices.doc.

2.2. Табачные изделия

Индекс цен на табачные изделия вместе с ИПЦ показан на рис. 2.



Источник: Белстат.

Рис. 2. ИПЦ и изменение цен на табачные изделия, % м/м

До 2011 г. цены на табачные изделия периодами практически не изменялись, периодами – были волатильны, но месячные изменения цен не превышали 10% м/м. Стандартное отклонение ИПЦ в 2002-2010 гг. приблизительно равно 1.02, индекса цен на табачные изделия – 1.41 (больше приблизительно на 38%). Однако стандартные отклонения на выборке с 2011 г. уже приблизительно равны соответственно 3.20 и 10.80 (больше приблизительно на 238%), т.е. существенно отличаются. Увеличение стандартного отклонения ИПЦ более чем в три раза в данном периоде полностью связано с высокой инфляцией во время валютного кризиса 2011 г. В то же время увеличение стандартного отклонения индекса цен на табачные изделия более чем в семь раз вызвано в том числе и тремя выбросами после валютного кризиса, последний из которых был в январе 2014 г. (рост цен на 15.9% м/м). Учитывая, что вес табачных изделий в потребительской корзине довольно высок⁷ (1.14% в 2012 г.), то на основе данной информации уже можно решить прогнозировать данный компонент ИПЦ отдельно.

Что касается ценообразования на табачные изделия, то прямое регулирование цен на них осуществлялось до 1 января 2012 г.⁸ Однако с 2012 г. цены также часто изменяются рывками, так как, во-первых, производители и импортеры сигарет с фильтром должны заранее определять максимальный уровень розничных цен, которые будут действовать в следующем месяце, и, таким образом, не могут максимально оперативно реагировать на изменяющуюся экономическую конъюнктуру. А во-вторых, цены на табачные изделия, как и на алкогольные напитки, в значительной степени зависят от ставок акцизов, т.е. косвенное регулирование цен со стороны государства остается.

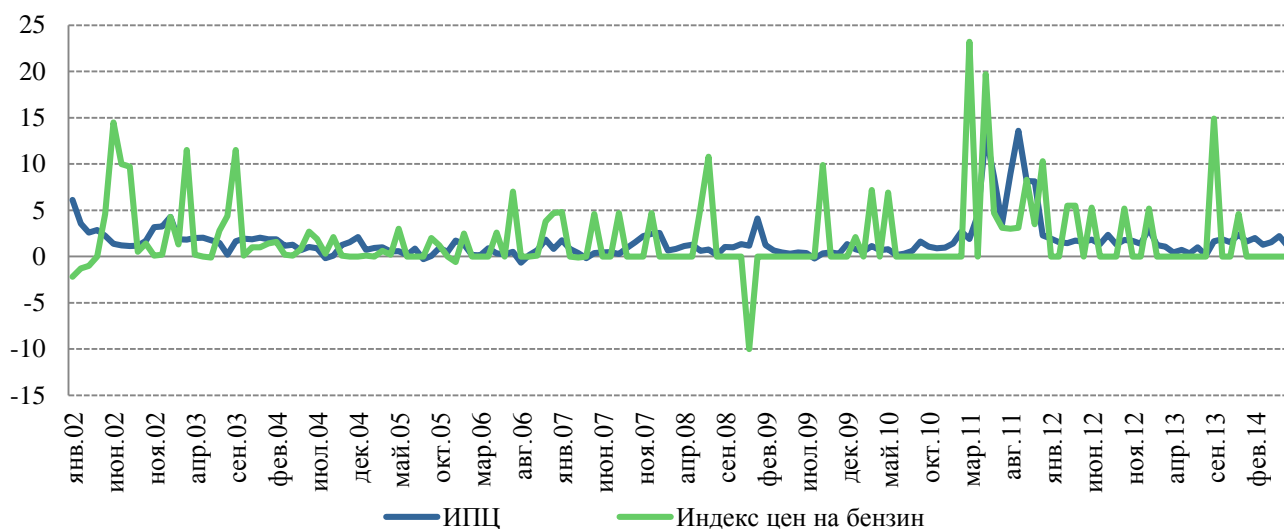
2.3. Бензин

Индекс цен на бензин вместе с ИПЦ показан на рис. 3.

⁷ Учитывая, что всего в потребительской корзине 450 позиций (см.

http://belstat.gov.by/kscms/uploads/file/stats_plan/Planirovanie/3.Metodologia/Metodiki/Prices/m6_prices.doc).

⁸ См. предыдущие редакции указа Президента Республики Беларусь от 25 февраля 2011 г. № 72 "О некоторых вопросах регулирования цен (тарифов) в Республике Беларусь" (далее – указ № 72).



Источник: Белстат.

Рис. 3. ИПЦ и изменение цен на бензин, % м/м

Динамика цен на бензин – яркий пример административного регулирования цен. Как можно увидеть на рис. 3, цены на протяжении многих периодов не изменяются, а когда изменяются, то значительно. Цены на бензин, как и на многие другие нефтепродукты, регулируются концерном "Белнефтехим"⁹, который устанавливает предельные розничные и отпускные цены и предельные надбавки к ценам¹⁰. Это приводит к фактически одинаковому уровню цен на бензин на всех автомобильных заправочных станциях. Кроме того, бензин – подакцизный товар, а его вес в потребительской корзине относительно высок (1.65% в 2012 году¹¹), что не оставляет сомнений в предпочтительности прогнозирования цен на него отдельно. Бензин не входит в потребительский набор товаров и услуг при расчете Белстатом базовой инфляции.

2.4. Услуги ЖКХ

Индекс цен (тарифов) на услуги ЖКХ вместе с ИПЦ показан на рис. 4. Во временном ряде ясно видны признаки административного регулирования тарифов на услуги ЖКХ. Регулирование оговорено указом № 72. В конце 2013 г. механизм ценообразования на услуги ЖКХ был несколько изменен¹². Каждый год 1 января тарифы повышаются таким образом, что расходы некоторой "стандартной" семьи, описанной в указе № 550, на оплату услуг ЖКХ увеличиваются в размере, эквивалентном пяти долларам США по прогнозируемому значению среднегодового обменного курса за новый год. Кроме того, 1 марта, июня, сентября и декабря тарифы индексируются исходя из роста номинальной начисленной средней заработной платы в предыдущем квартале¹³, если рост положительный.

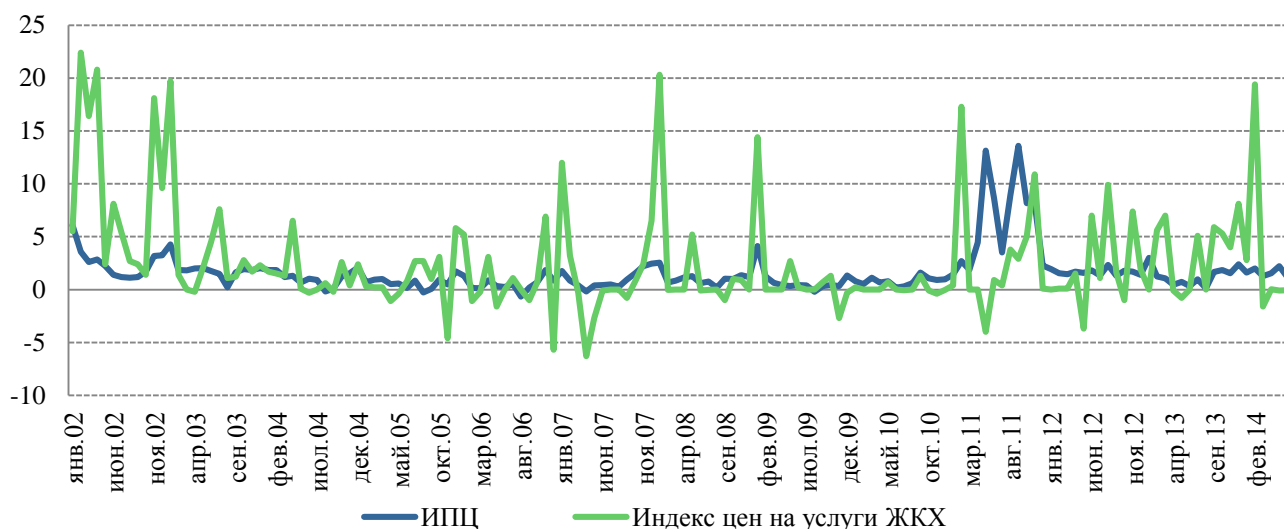
⁹ См. указ № 72.

¹⁰ См. выписку из положения о порядке регулирования концерном «Белнефтехим» отпускных и розничных цен на нефтепродукты, производимые и (или) реализуемые на территории Республики Беларусь, <http://www.belneftekhim.by/docs/polozenie-30062.doc>.

¹¹ Вес бензина и прочих видов топлива в потребительской корзине в 2012 г. составлял 2.68%. Данных отдельно по бензину в источнике, указанном в сноске 5, нет, однако в сервисе Белстата "Калькулятор персональной инфляции" (<http://calculator.belstat.gov.by/>) вес бензина – 1.65%, дизельного топлива – 1.03%, что в сумме дает 2.68%. На основе этого был сделан вывод, что вес бензина в потребительской корзине в 2012 г. составлял 1.65%.

¹² См. указ Президента Республики Беларусь от 5 декабря 2013 г. № 550 "О некоторых вопросах регулирования тарифов (цен) на жилищно-коммунальные услуги и внесении изменений и дополнений в некоторые указы Президента Республики Беларусь" и постановление Совета Министров Республики Беларусь от 5 февраля 2014 г. № 96 "Об утверждении положения о порядке индексации субсидируемых государством тарифов (цен) на жилищно-коммунальные услуги для населения" (далее – указ № 550).

¹³ Например, при индексации тарифов 1 марта в квартале t учитывается рост заработной платы в квартале t-1 по отношению к кварталу t-2.



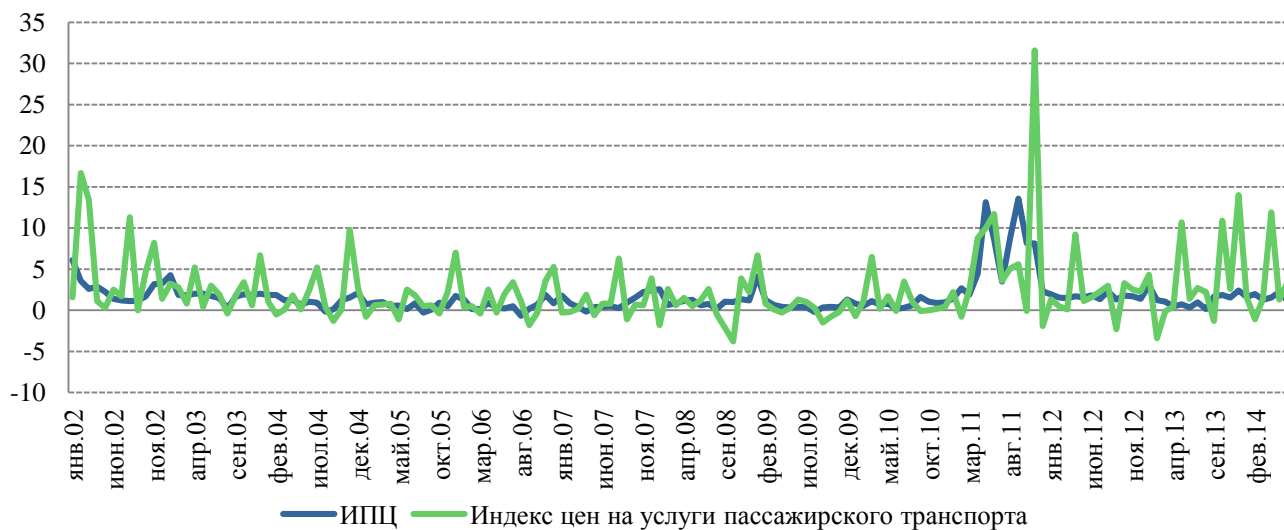
Источник: Белстат.

Рис. 4. ИПЦ и изменение тарифов на услуги ЖКХ, % м/м

Вес услуг ЖКХ в потребительской корзине в 2012 г. составлял 4.03%. Услуги ЖКХ, как и водка и бензин, не включаются в потребительскую корзину Белстатом при расчете базовой инфляции, что является еще одним фактором, подтверждающим обоснованность прогнозирования цен на услуги ЖКХ отдельно.

2.5. Услуги пассажирского транспорта

Индекс цен на услуги пассажирского транспорта вместе с ИПЦ показан на рис. 5.



Источник: Белстат.

Рис. 5. ИПЦ и изменение цен на услуги пассажирского транспорта, % м/м

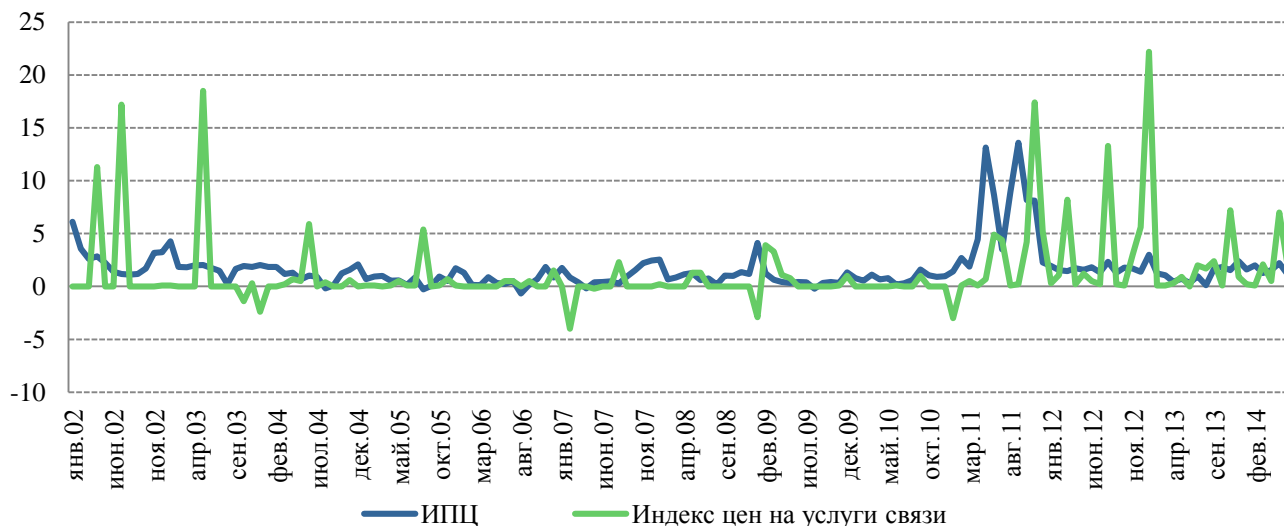
Индекс цен на услуги пассажирского транспорта содержит много выбросов, однако из рисунка можно предположить, что регулирование цен осуществляется только частично, так как периодов, во время которых цены не изменяются, практически нет. В законодательстве упоминается, что регулируются цены на услуги городского транспорта, автомобильного транспорта пригородного сообщения, железнодорожного транспорта регионального и межрегионального сообщения¹⁴. Эти позиции, в частности, исключаются Белстатом из потребительской корзины при расчете базовой инфляции. Цены по остальным позициям, включаемым в потребительскую корзину, – услугам пассажирского воздушного транспорта, автомобильного транспорта междугородного сообщения и железнодорожного транспорта международного сообщения – формируются, судя по всему, в большей мере рыночным образом. Логично было

¹⁴ См. указ № 72.

бы в таком случае прогнозировать отдельно только административно регулируемые цены, однако в открытом доступе есть информация по весам только на услуги пассажирского транспорта в целом¹⁵. Поэтому было решено прогнозировать отдельно цены на всю группу данных услуг, вес которой в потребительской корзине в 2012 г. составлял 1.76%.

2.6. Услуги связи

Индекс цен (тарифов) на услуги связи вместе с ИПЦ показан на рис. 6.



Источник: Белстат.

Рис. 6. ИПЦ и изменение цен на услуги связи, % м/м

Цены на услуги связи – еще один яркий пример административно регулируемых цен. Цены регулируются не на все услуги связи¹⁶, однако и цены, которые не регулируются, в основном также изменяются редко и значительно. Примером являются тарифы на доступ к сети Интернет. В последнее время, как видно на рис. 6, резкие изменения уровня цен на услуги связи происходят чаще. Учитывая, что вес услуг связи в потребительской корзине в 2012 г. составлял 2.98%, цены на данную группу услуг также будут прогнозироваться отдельно.

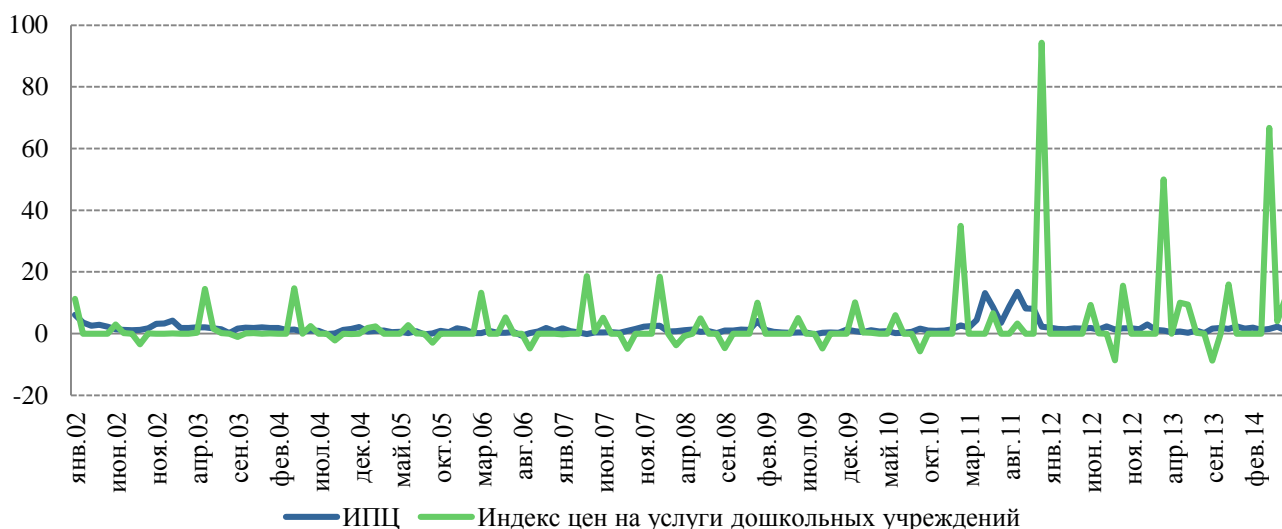
2.7. Услуги дошкольных учреждений

Индекс цен на услуги дошкольных учреждений вместе с ИПЦ показан на рис. 7. Цены на услуги дошкольных учреждений изменяются редко, но существенно. Они регулируются государством, и их изменения не учитываются Белстатом при расчете базовой инфляции. Регулирование осуществляется, например, путем установления денежных норм расходов на питание в учреждениях дошкольного образования¹⁷. Вес услуг дошкольных учреждений в потребительской корзине в 2012 г. составлял 0.25%, что относительно немного. Но учитывая, что рост цен на данные услуги может достигать очень больших значений, как видно на рис. 7, это может приводить к увеличению ИПЦ на дополнительные 0.1-0.2 процентного пункта, что уже существенно.

¹⁵ Несколько более подробная информация есть в "Калькуляторе персональной инфляции" Белстата, но только за последний период.

¹⁶ Перечень услуг, на которые цены регулируются см. в постановлении Совета Министров Республики Беларусь от 17 января 2014 г. № 35 "Об утверждении перечней социально значимых товаров (услуг), цены (тарифы) на которые регулируются государственными органами, и признании утратившими силу некоторых постановлений Совета Министров Республики Беларусь". Те из них, которые включаются Белстатом в потребительскую корзину при расчете ИПЦ, исключаются из потребительской корзины при расчете базовой инфляции.

¹⁷ См. постановление Совета Министров Республики Беларусь от 29 февраля 2008 г. № 307 "О размере и порядке взимания платы за питание детей, получающих дошкольное образование, специальное образование на уровне дошкольного образования" и постановление Совета Министров Республики Беларусь от 27 апреля 2013 г. № 317 "О нормах питания и денежных нормах расходов на питание обучающихся, а также участников образовательных мероприятий из числа лиц, обучающихся в учреждениях образования".

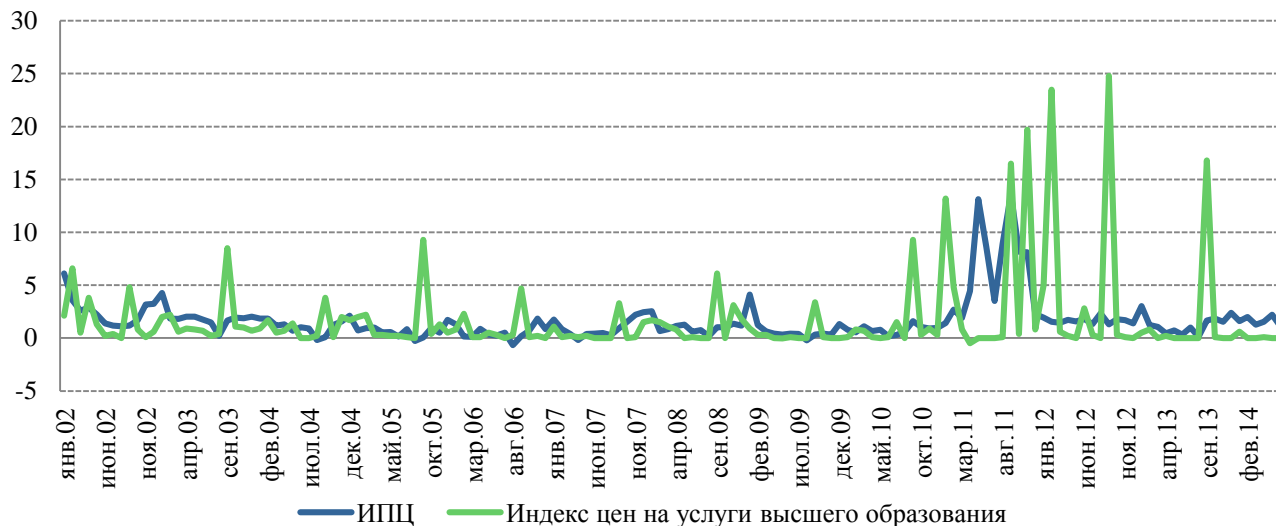


Источник: Белстат.

Рис. 7. ИПЦ и изменение цен на услуги дошкольных учреждений, % м/м

2.8. Услуги высшего образования

Индекс цен на услуги высшего образования вместе с ИПЦ показан на рис. 8.



Источник: Белстат.

Рис. 8. ИПЦ и изменение цен на услуги высшего образования, % м/м

Цены на услуги высшего образования также в основном изменяются рывками, особенно в последние годы. Вес данных услуг в потребительской корзине в 2012 г. составлял 1.16%. Они исключаются Белстатом из потребительской корзины при расчете базовой инфляции. Регулирование цен на услуги высшего образования (в государственных учреждениях) оговорено в указе № 72. Цены на обучение устанавливаются исходя из "экономически обоснованных затрат", необходимых для подготовки специалистов, при рентабельности не более 30%¹⁸.

2.9. Получение очищенного ИПЦ и остатка ИПЦ

Чтобы получить ИПЦ, очищенный от влияния изменения цен на товары и услуги, рассмотренные в подразделах 2.1-2.8, нужно знать, как рассчитывается ИПЦ. Белстат рассчитывает ИПЦ по варианту формулы Ласпейреса (подробнее смотрите соответствующую методику, которая упоминается в списке литературы). Точный расчет ИПЦ трудоемок и может быть выполнен

¹⁸ См. постановление Министерства образования Республики Беларусь от 29 июля 2011 г. № 210 "Об утверждении инструкции о порядке определения стоимости обучения при реализации образовательных программ высшего и среднего специального образования на платной основе в государственных учреждениях образования".

только непосредственно Белстатом, который имеет для этого все статистические данные. Однако расчеты, которые необходимы в рамках данной работы, с небольшой погрешностью можно сделать и на основе данных, имеющих в открытом доступе.

ИПЦ на основе индекса Ласпейреса можно рассчитать как:

$$cpi_t = \frac{\sum_{i=1}^n p_{i,t} q_{i,t-1}}{\sum_{i=1}^n p_{i,t-1} q_{i,t-1}}, \quad (1)$$

где cpi_t – ИПЦ (изменение уровня потребительских цен в периоде t по сравнению с периодом $t - 1$), n – число товаров и услуг в потребительской корзине, $p_{i,t}$ – средняя цена товара/услуги i в периоде t , $q_{i,t-1}$ – количество потребленного товара/услуги i в периоде $t - 1$.

Преобразуем (1) следующим образом:

$$cpi_t = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{p_{i,t}}{p_{i,t-1}} p_{i,t-1} q_{i,t-1}}{\sum_{i=1}^n p_{i,t-1} q_{i,t-1}} = \sum_{i=1}^n \frac{p_{i,t}}{p_{i,t-1}} \frac{p_{i,t-1} q_{i,t-1}}{\sum_{i=1}^n p_{i,t-1} q_{i,t-1}} = \sum_{i=1}^n \frac{p_{i,t}}{p_{i,t-1}} w_{i,t-1}, \quad (2)$$

где $w_{i,t-1}$ – вес товара/услуги i в потребительской корзине в периоде $t - 1$ (доля расходов на товар/услугу i в потребительских расходах населения на приобретение товаров и услуг, включенных в потребительскую корзину).

Представим (2) как:

$$\sum_{i=1}^n \frac{p_{i,t}}{p_{i,t-1}} w_{i,t-1} = \sum_{i=1}^{n-8} \frac{p_{i,t}}{p_{i,t-1}} w_{i,t-1} + \sum_{j=n-7}^n \frac{p_{j,t}}{p_{j,t-1}} w_{j,t-1}. \quad (3)$$

Вторая сумма в (3) (по j) отражает вклад изменения цен на товары/услуги, рассмотренные в подразделах 2.1-2.8, в ИПЦ. Каждая из сумм $\sum_{i=1}^{n-8} w_{i,t-1}$ и $\sum_{j=n-7}^n w_{j,t-1}$ меньше 1. Чтобы получить очищенный ИПЦ и остаток ИПЦ, нужно суммы в (3) разделить на $\sum_{i=1}^{n-8} w_{i,t-1}$ и $\sum_{j=n-7}^n w_{j,t-1}$ соответственно, т.е. сделать нормализацию весов. Таким образом:

$$\begin{aligned} cpi_t &= \sum_{i=1}^{n-8} w_{i,t-1} \sum_{i=1}^{n-8} \frac{p_{i,t}}{p_{i,t-1}} \frac{w_{i,t-1}}{\sum_{i=1}^{n-8} w_{i,t-1}} + \sum_{j=n-7}^n w_{j,t-1} \sum_{j=n-7}^n \frac{p_{j,t}}{p_{j,t-1}} \frac{w_{j,t-1}}{\sum_{j=n-7}^n w_{j,t-1}} = \\ &= cpi_t^c \sum_{i=1}^{n-8} w_{i,t-1} + cpi_t^r \sum_{j=n-7}^n w_{j,t-1}, \end{aligned} \quad (4)$$

где cpi_t^c – очищенный ИПЦ, cpi_t^r – остаток ИПЦ.

Согласно методологии Белстата, вместо q в формуле (1) используется w . В результате w в формулах выше имеет другой смысл. Однако оценка ИПЦ вышеуказанным образом приводит к достаточно точным результатам. В таблице 1 показаны ИПЦ в январе-июле 2014 г. и их оценка как взвешенной суммы индексов цен продовольственных, непродовольственных товаров и платных услуг населению (по аналогии с формулой (4)).

Таблица 1. ИПЦ и оценка ИПЦ в январе-июле 2014 г., % м/м

	январь	февраль	март	апрель	май	июнь	июль
ИПЦ	1.61	1.99	1.26	1.55	2.22	1.15	0.85
Оценка ИПЦ	1.61	1.98	1.25	1.53	2.19	1.13	0.85

Источник: Белстат и расчеты на основе данных Белстата.

Теперь можно приступить к рассмотрению обновленных моделей. В них моделируется переменная cpi_t^c . Независимо прогнозируется cpi_t^r . Прогноз cpi_t рассчитывается на основе формулы (4).

3. ОБНОВЛЕННЫЕ МОДЕЛИ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ИНФЛЯЦИИ

В данном разделе будут рассмотрены уравнения моделей, свойства остатков. Вопросы тестирования на единичный корень и устранения сезонного компонента рассматриваться не будут. Эти процедуры схожи с описанными в работе Зарецкий (2013). Все переменные по результатам тестов и графического анализа имеют тот порядок интегрирования, который необходим для использования их в соответствующих моделях. Процедура устранения сезонного компонента несколько изменилась: теперь она производится с оцениванием модели ARIMA (порядок определяется автоматически в программе Win X-13) и учетом выбросов в данных.

Модели оцениваются на выборке с января или первого квартала 2002 г. по июнь или второй квартал 2014 г.

3.1. AR-модели

Как и ранее, для прогнозирования используется несколько моделей. Одна из моделей имеет вид¹⁹:

$$cpi_t^c = 0.463 + 0.579cpi_{t-1}^c - 0.086cpi_{t-2}^c + 0.047cpi_{t-5}^c + \boldsymbol{\gamma}'\mathbf{d}_t + e_t, \quad (5)$$

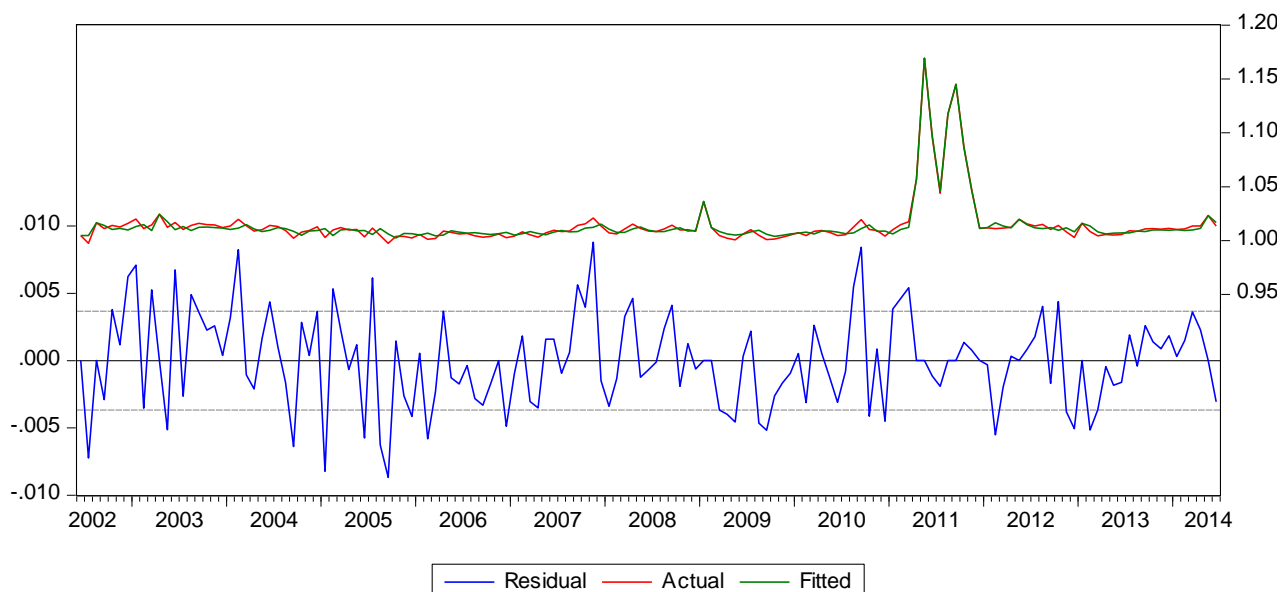
где $\boldsymbol{\gamma}$ – вектор коэффициентов, ' – оператор транспонирования, \mathbf{d}_t – вектор фиктивных переменных, принимающих значение 1 в некотором месяце и 0 в остальных месяцах выборки, e_t – остатки. Большая часть фиктивных переменных корректирует выбросы в начале 2009 г. и в 2011 г., т.е. во время и после валютных кризисов. Оставшиеся фиктивные переменные корректируют выбросы, произошедшие из-за резкого роста цен на отдельные товары и услуги. Например, рост цен на мясо и птицу, колбасные изделия и копчености в мае 2014 г.

Все коэффициенты модели значимы на 1%-ом уровне, кроме коэффициента при фиктивной переменной для мая 2012 г., р-значение для которого равно 0.015. Результаты анализа остатков показаны в таблице 2, а временной ряд остатков (синяя линия) – на рис. 9.

Таблица 2. Свойства остатков модели (5)

Нулевая гипотеза	Тест	р-значение
Остатки имеют нормальное распределение	Jarque-Bera	0.855
Отсутствует автокорреляция остатков до третьего лага	Breusch-Godfrey	0.601
Остатки гомоскедастичны	Breusch-Pagan-Godfrey	0.984

Источник: расчеты автора в EViews 7.



Источник: расчеты автора в EViews 7.

Рис. 9. Остатки модели (5)

¹⁹ Значения инфляции в данной модели и инфляции/индексов цен в остальных моделях имеют следующий вид: при ИПЦ, равном 2% м/м, значение инфляции в модели равно 1.02.

3.2. AR-модели для укрупненных групп ИПЦ

Вторым подходом прогнозирования ИПЦ является построение отдельных моделей для индексов цен продовольственных товаров, непродовольственных товаров, платных услуг населению. При этом моделируются индексы, очищенные от влияния изменения цен на товары/услуги, описанные в подразделах 2.1-2.8.

Вариантом модели для индекса цен продовольственных товаров является:

$$cpi_f_t^c = 0.477 + 0.528cpi_f_{t-1}^c + \gamma' d_t + e_t, \quad (6)$$

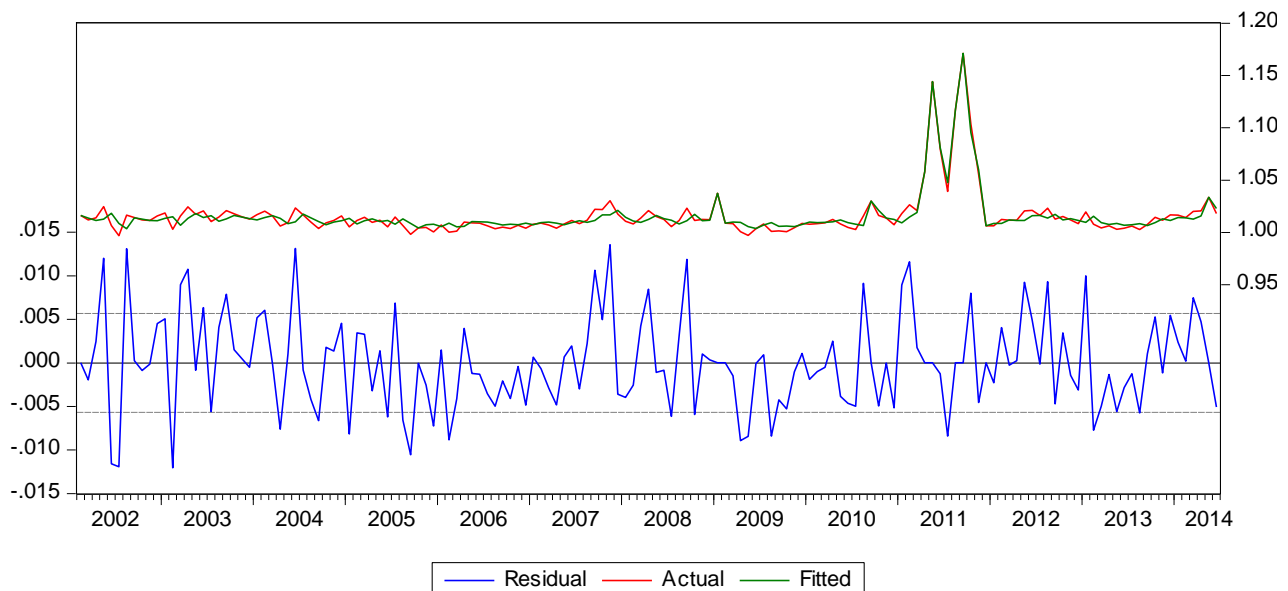
где $cpi_f_t^c$ – индекс цен продовольственных товаров, а $\gamma' d_t$ отличается от компонента в (5)²⁰.

Все коэффициенты модели значимы на 1%-ом уровне. Свойства остатков показаны в таблице 3. Графически остатки модели показаны на рис. 10.

Таблица 3. Свойства остатков модели (6)

Нулевая гипотеза	Тест	p-значение
Остатки имеют нормальное распределение	Jarque-Bera	0.200
Отсутствует автокорреляция остатков до третьего лага	Breusch-Godfrey	0.195
Остатки гомоскедастичны	Breusch-Pagan-Godfrey	0.943

Источник: расчеты автора в EViews 7.



Источник: расчеты автора в EViews 7.

Рис. 10. Остатки модели (6)

Одно из оцененных уравнений для индекса цен на непродовольственные товары имеет вид:

$$cpi_nf_t^c = 0.168 + 0.484cpi_nf_{t-1}^c + 0.155cpi_nf_{t-2}^c + 0.237cpi_nf_{t-4}^c - 0.043cpi_nf_{t-6}^c + \gamma' d_t + e_t, \quad (7)$$

где $cpi_nf_t^c$ – индекс цен на непродовольственные товары.

Все коэффициенты модели значимы на 1%-ом уровне. Свойства остатков показаны в таблице 4.

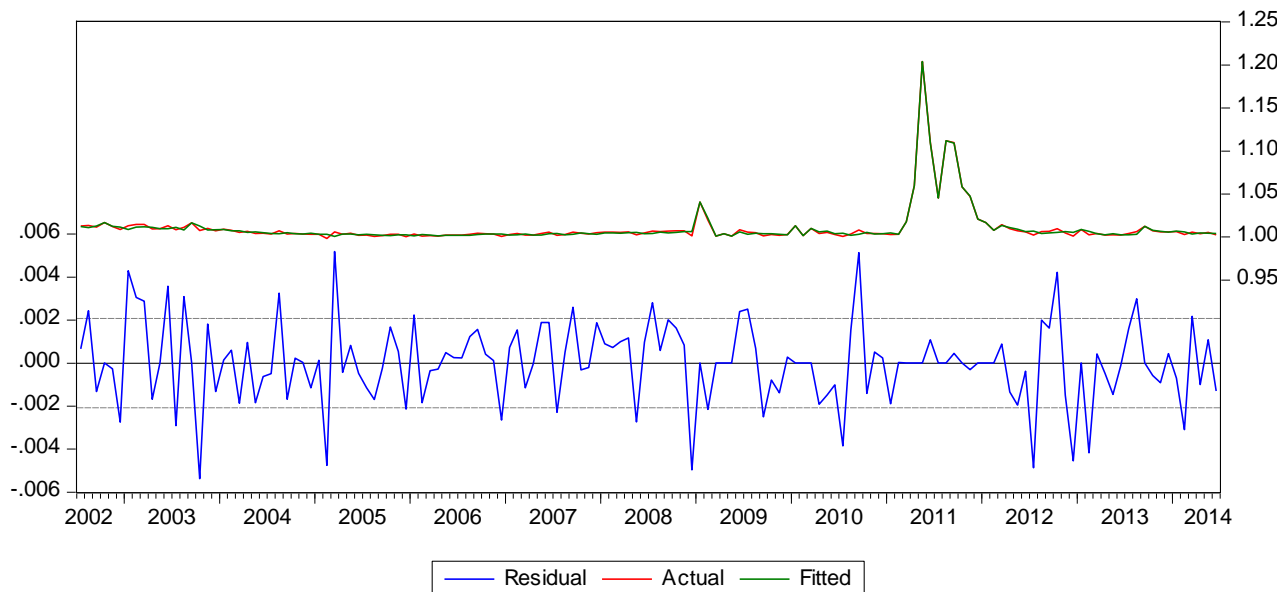
Таблица 4. Свойства остатков модели (7)

Нулевая гипотеза	Тест	p-значение
Остатки имеют нормальное распределение	Jarque-Bera	0.095
Отсутствует автокорреляция остатков до третьего лага	Breusch-Godfrey	0.441
Остатки гомоскедастичны	Breusch-Pagan-Godfrey	0.998

Источник: расчеты автора в EViews 7.

²⁰ Он уникален для каждой модели.

Графически остатки модели показаны на рис. 11.



Источник: расчеты автора в EViews 7.

Рис. 11. Остатки модели (7)

Одна из полученных моделей индекса цен на платные услуги населению описывается соотношением:

$$cpi_s_t^c = 0.488 + 0.419cpi_s_{t-1}^c + 0.100cpi_s_{t-6}^c + \gamma' d_t + e_t, \tag{8}$$

где $cpi_s_t^c$ – индекс цен на платные услуги населению.

Все коэффициенты модели значимы на 1%-ом уровне. В таблице 5 показаны характеристики остатков модели (8).

Таблица 5. Свойства остатков модели (8)

Нулевая гипотеза	Тест	p-значение
Остатки имеют нормальное распределение	Jarque-Bera	0.210
Отсутствует автокорреляция остатков до третьего лага	Breusch-Godfrey	0.169
Остатки гомоскедастичны	Breusch-Pagan-Godfrey	0.699

Источник: расчеты автора в EViews 7.

На рис. 12 показаны сами остатки.



Источник: расчеты автора в EViews 7.

Рис. 12. Остатки модели (8)

Как видим, остатки модели (8) (как, впрочем, и предыдущих моделей) содержат ряд выбросов, которые можно объяснить, проанализировав статистические данные. Это следствие простоты моделей, использования месячных данных, административного регулирования процессов в экономике Беларуси (не только ценообразования), которое приводит к периодическим резким изменениям экономических переменных. Можно было бы устранить эти выбросы дополнительными фиктивными переменными, однако модель содержит примерно равное число положительных и отрицательных выбросов (в обратном случае гипотеза о нормальности остатков, скорее всего, была бы отвергнута), поэтому их устранение не приведет к значительному изменению коэффициентов.

Прогнозирование остатка ИПЦ будет рассмотрено позднее. Прогноз ИПЦ из прогноза остатка ИПЦ и моделей подраздела 3.2 получается путем применения формулы, схожей с (4).

3.3. VAR-модели

Используемые VAR-модели являются моделями для трех-четырёх переменных (логарифмических разностей): одного из денежных агрегатов (M1, M2 или M3), уровня цен (на основе очищенного ИПЦ), реального ВВП, средней заработной платы. В одной из моделей в качестве экзогенной переменной используется первый лаг остатка ИПЦ. Включение в VAR процентных ставок было признано излишним. В Беларуси процентные ставки только отчасти изменяются в зависимости от других макроэкономических переменных, так как имеет место фактор административного регулирования (директивное кредитование, зависимость процентных ставок по депозитам и кредитам от ставки рефинансирования, подверженной влиянию со стороны других государственных органов). С другой стороны, по этой же причине сложно выявить реакцию других переменных на процентные ставки, которые изменяются рыночным образом (используя открытые статистические данные). Переменная обменного курса также малоприменима для анализа по схожим причинам (фиксированный обменный курс в большей части 2000-х гг., регулируемое плавание в настоящее время).

Обновленные VAR-модели строятся по квартальным данным. Это позволяет в значительной степени ослабить проблему выбросов. Одна из оцененных моделей имеет вид:

$$x_t = c_0 + \sum_{i=1}^4 C_i x_{t-i} + c_5 d_t^{2011-2} + e_t, \quad (9)$$

где $x_t = (\Delta \ln(m3_t), \Delta \ln(p_t^c), \Delta \ln(y_t), \Delta \ln(w_t))'$, $m3_t$ – денежный агрегат M3²¹, p_t^c – уровень потребительских цен²², рассчитанный исходя из очищенного ИПЦ, y_t – реальный ВВП (в среднегодовых ценах 2009 г.), w_t – средняя заработная плата, $c_0 = (0.023, 0.008, 0.013, 0.013)'$, C_i – матрицы коэффициентов (4x4), $c_5 = (0.155, 0.190, 0.004, 0.008)'$, $d_t^{2011-2} = \begin{cases} 1: t = 2 \text{ квартал } 2011 \text{ г.} \\ 0: t \neq 2 \text{ квартал } 2011 \text{ г.} \end{cases}$, e_t – вектор остатков.

Все корни характеристического многочлена для модели (9) больше 1, поэтому VAR стабильна и x_t стационарен (Enders, 1994, с. 297-299). Свойства остатков показаны в таблице 6.

Таблица 6. Свойства остатков модели (9)

Нулевая гипотеза	Тест	p-значение
Вектор остатков имеет многомерное нормальное распределение	Jarque-Bera (многомерный) ²³	0.476
Остатки не коррелированы со своим первым и вторым лагом	Многомерный LM-тест	0.129 и 0.797

²¹ Валютный компонент базовых месячных данных за апрель-октябрь 2011 г. пересчитывался по рыночному обменному курсу (оценка Исследовательского центра ИПМ). Затем формировались квартальные данные.

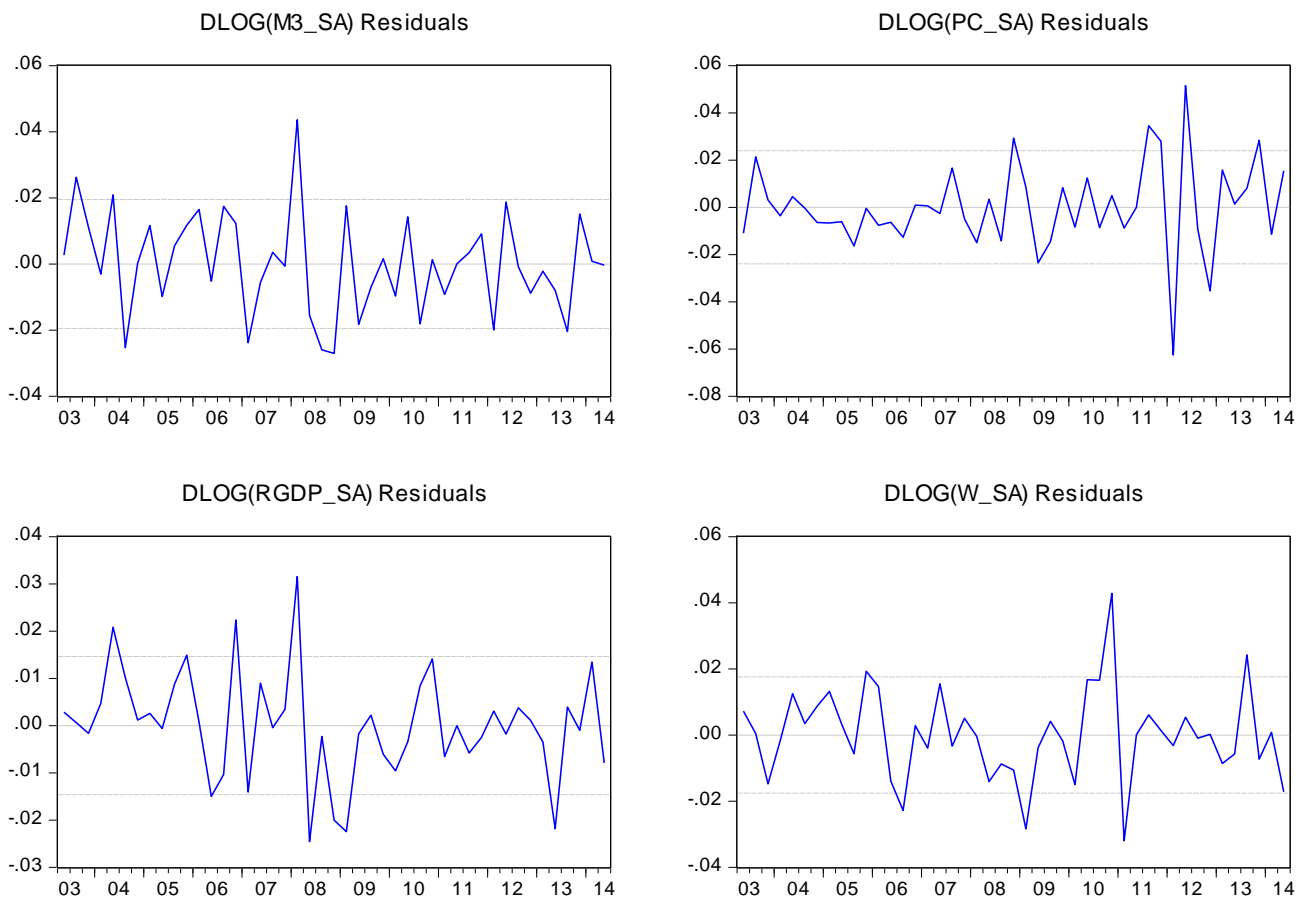
²² Декабрь 2001 г. равен 1.

²³ Ортогонализация остатков (т.е. такая их трансформация, что ковариационная матрица остатков становится диагональной, а в случае расчетов в EViews – единичной) осуществляется матрицей, обратной нижней треугольной матрице из разложения Холецкого (Cholesky) для ковариационной матрицы остатков. Подробнее см. QMS (2009, с. 464-466).

Нулевая гипотеза	Тест	p-значение
Остатки гомоскедастичны	White (многомерный)	0.451

Источник: расчеты автора в EViews 7.

Сами остатки показаны на рис. 13.



Примечание. DLOG – разность натурального логарифма, M3_SA – $m3_t$, PC_SA – p_t^c , RGDP_SA – y_t , W_SA – w_t .
 Источник: расчеты автора в EViews 7.

Рис. 13. Остатки модели (9)

Остатки не идеальны, есть выбросы, которые можно объяснить и при желании сгладить. Но этого не делалось по причинам, упомянутым в предыдущем подразделе (в частности, не отвергается гипотеза о нормальности остатков²⁴ всех переменных модели).

С помощью VAR-моделей традиционно рассчитывают значения функций импульс-отклик, что позволяет как более точно понять взаимосвязи между переменными, так и оценить адекватность модели, имея априорные знания о взаимосвязях. Однако необходимо учитывать, что VAR-модели вида (9) – это модели в приведенной форме, в которых случайный член (остатки) каждого из уравнений на самом деле является линейной функцией случайных членов (остатков) всех уравнений VAR-модели в изначальном виде (структурной VAR). Именно поэтому упомянутый выше тест на нормальность остатков рассчитывается после их ортогонализации. Модель (9) в виде структурной VAR можно переписать как:

$$Bx_t = b_0 + \sum_{i=1}^4 B_i x_{t-i} + b_5 d_t^{2011-2} + u_t, \quad (10)$$

где B – матрица (4x4) с единицами на диагонали, $b_0 = Bc_0$, $B_i = BC_i$, $b_5 = Bc_5$, $u_t = Be_t$.

В (10) принимается, что $E(u_t u_t')$ – диагональна, т.е. остатки не коррелированы. Учитывая, что $e_t = B^{-1}u_t$, получаем: $E(e_t e_t') = B^{-1}E(u_t u_t')(B')^{-1}$. Ковариационная матрица $E(e_t e_t')$ симметрична, и ее значения после оценивания VAR (в приведенной форме) известны.

²⁴ После ортогонализации.

В общем случае n -мерного \mathbf{x}_t матрица $E(\mathbf{e}_t \mathbf{e}_t')$ дает нам $\frac{n(n+1)}{2}$ различных (и известных) значений. Матрица B содержит $n^2 - n$ неизвестных, а $E(\mathbf{u}_t \mathbf{u}_t')$ – еще n неизвестных. Таким образом, имеем $\frac{n(n+1)}{2}$ уравнений с n^2 неизвестными. Для того чтобы найти B и дисперсии структурных шоков (остатков), необходимо присутствие в системе еще $n^2 - \frac{n(n+1)}{2} = \frac{n(n-1)}{2}$ уравнений. В случае модели (10) – 6 уравнений. Решение, применяемое на практике, – это наложение $\frac{n(n-1)}{2}$ ограничений на элементы матрицы B или $E(\mathbf{u}_t \mathbf{u}_t')$. Например, можно сделать некоторые элементы матрицы B равными нулю. В частности, так осуществляется ортогонализация остатков с помощью разложения Холецкого. Ортогонализация в этом случае зависит от того, как упорядочены переменные. Так, первая переменная будет зависеть только от предыдущих значений переменных, а все остальные переменные будут зависеть (в том числе) от текущего значения первой переменной (матрица B – нижнетреугольная). Это механический метод ортогонализации, в то время как при нахождении B в структурной VAR можно применить знания об экономике. Тем не менее эта процедура в значительной степени остается субъективной.

В процессе выбора моделей для одной из них восстанавливалась матрица B и строились графики функций импульс-отклик, а затем сравнивались с графиками, которые можно получить из VAR в приведенной форме. Это делалось для более простой VAR с тремя переменными (исключался прирост логарифма выпуска), так как в этом случае требуется только 3 ограничения (вводились нулевые ограничения). Результаты показали, что функции импульс-отклик отличаются несущественно. Это является следствием низких ковариаций между остатками VAR в приведенной форме. Графики показаны в Приложении 1. Однако это лишь частный случай в условиях экономики с значительной долей государственного регулирования. Кроме того, не нужно исключать возможность наличия существенных ошибок измерения в статистических данных. В общем случае структурные VAR являются важным и полезным классом моделей, особенно для анализа действия альтернативных вариантов экономической политики (см. Sims (2002)). О применении структурных VAR для оценки разрыва выпуска в Беларуси в целях последующего анализа его влияния на инфляцию см. работу Пелипась, Кирхнер и Вебер (2014).

Вернемся к модели (9). Графики функций импульс-отклик в рамках данной модели показаны в Приложении 2. Порядок переменных в разложении Холецкого неоднозначен, можно обосновать различные зависимости. Но, учитывая вышеуказанные выводы относительно структурной VAR с похожим набором переменных, порядок в нашем случае не настолько критичен. Как видно из графиков, переменные слабо реагируют на шоки в других переменных. Направления этих несильных взаимосвязей, тем не менее, в целом соответствуют теоретическим ожиданиям.

Прогнозы ИПЦ в месячном выражении на основе модели (9) получаются с помощью интерполяции прогноза уровня цен на квартальных данных квадратичным многочленом.

3.4. ЕСМ-модели

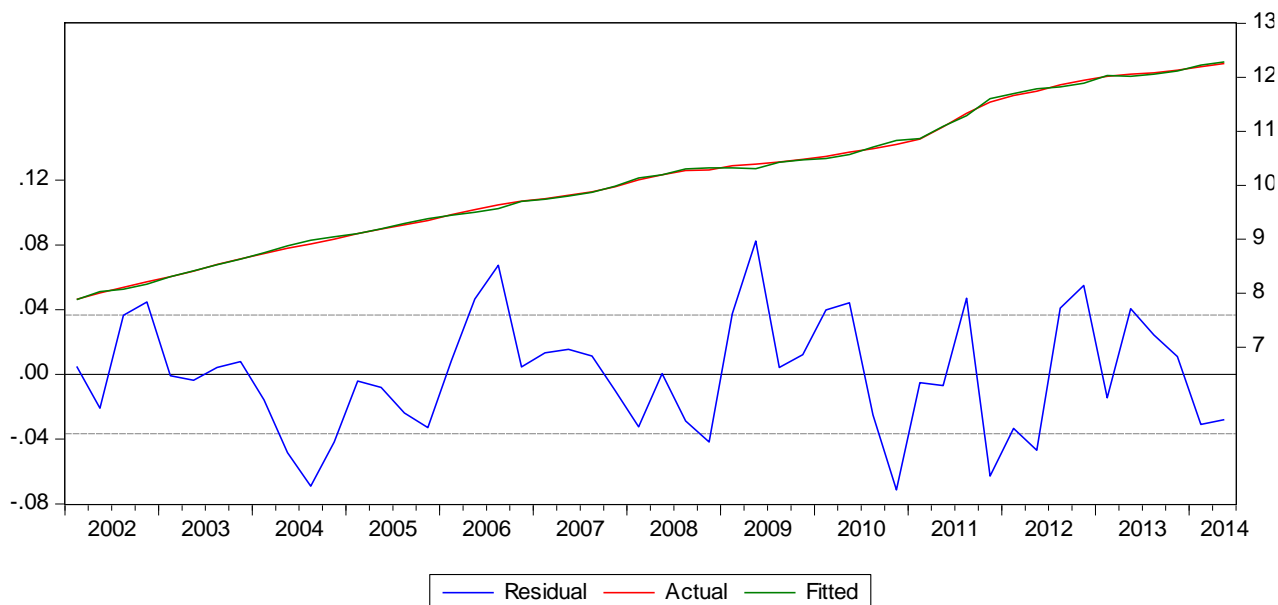
Как и модели VAR, ЕСМ-модели оцениваются на квартальных данных. Так как коинтегрирующий вектор определяется исходя из теоретических предположений о детерминантах спроса на деньги, в числе которых уровень цен в целом, то коинтегрирующее уравнение специфицируется в прежнем виде, за исключением того, что уровень цен включается в дезагрегированном виде («очищенный» и «остаточный»). Уравнение, оцененное с помощью FMOLS, имеет вид:

$$\ln(m3_t) = -17.400 + 0.708 \ln(p_t^c) + 0.329 \ln(p_t^r) + 2.549 \ln(y_t) + e_t, \quad (11)$$

где p_t^r – общий уровень цен (декабрь 2001 г. принимается равным 1) товаров и услуг, рассмотренных в подразделах 2.1-2.8.

Оценивание с помощью FMOLS необходимо для того, чтобы судить о значимости коэффициентов модели. Все они значимы (самое большое p -значение у коэффициента при $\ln(p_t^r)$ –

$3.126 * 10^{-9}$). Однако для дальнейшего моделирования нужно оценивать модель с помощью обычного МНК. Остатки модели, оцененной с помощью МНК, показаны на рис. 14.



Источник: расчеты автора в EViews 7.

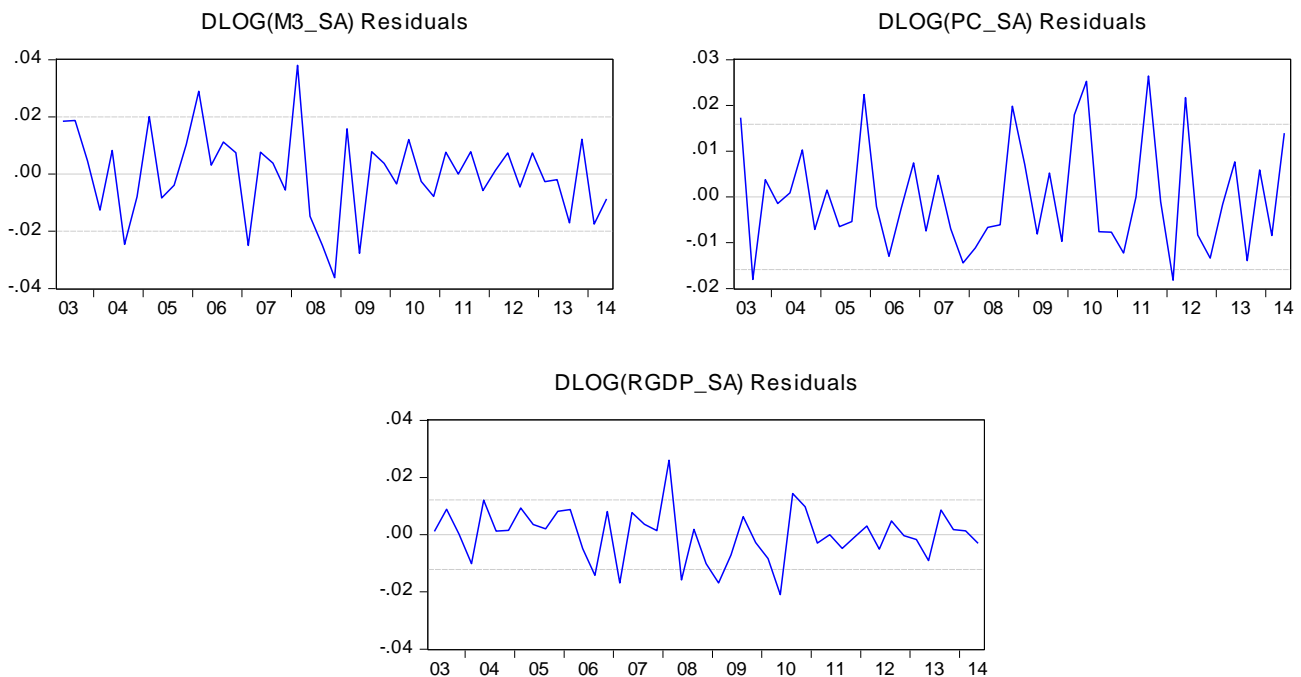
Рис. 14. Остатки коинтегрирующего уравнения, оцененного с помощью МНК

Согласно тесту Энгла-Грэнджера гипотеза о том, что переменные уравнения (11) не коинтегрированы, отвергается на 2%-ом уровне.

Краткосрочные уравнения для $\Delta \ln(m3_t)$, $\Delta \ln(p_t^c)$, $\Delta \ln(y_t)$, во-первых, можно оценивать по отдельности. В таких уравнениях каждая из переменных зависит от предыдущих значений первых разностей переменных коинтегрирующего вектора и от первого лага остатков коинтегрирующего уравнения, а также константы и фиктивных переменных. Такие уравнения были оценены, их остатки в целом не содержат аномалий, и коэффициенты при остатках коинтегрирующего уравнения значимы и имеют правильный знак (см. Приложение 3).

Вторым подходом может быть оценивание модели VAR, которая в целом похожа на систему уравнений из Приложения (3), но каждое уравнение включает одинаковый набор регрессоров. Применяя обозначения модели (9), $x_t = (\Delta \ln(m3_t), \Delta \ln(p_t^c), \Delta \ln(y_t))'$. В числе экзогенных переменных – e_{t-1} (e_t – из уравнения (11)), $\Delta \ln(p_{t-k}^r)$, $k \in \{0,1,2,3,4\}$, а также фиктивная переменная d_t^{2011-2} . Модель имеет порядок в четыре лага. Коэффициенты при e_{t-1} имеют правильный знак, однако на 10%-м уровне значим только коэффициент в уравнении для выпуска. Это, во-первых, может являться следствием большого числа дополнительных регрессоров: та часть вариации зависимых переменных, которая в моделях Приложения 3 объясняется коинтегрирующим компонентом, теперь объясняется и другими переменными. Во-вторых, причиной может быть малая выборка. Что касается других свойств модели, то обратные значения корней характеристического уравнения меньше 1, поэтому модель стабильна. Не отвергаются гипотезы о нормальности остатков (каждого уравнения в отдельности и совместной нормальности для модели в целом), отсутствии автокорреляции (кроме первого лага, р-значение для которого равно 0.047) и гетероскедастичности. Графики остатков показаны на рис. 15.

Такая модель, таким образом, имеет структуру модели VECM, однако коинтегрирующий компонент получается на основе подхода Энгла-Грэнджера, а не процедуры Йохансена.



Источник: расчеты автора в EViews 7.

Рис. 15. Остатки модели VAR с коинтегрирующим компонентом

3.5. Прогнозирование остатка ИПЦ

Переменная cri_t^r (остаток ИПЦ) прогнозируется на основе имеющейся информации об изменении цен на соответствующие товары и услуги или их составляющие в ближайшие месяцы с учетом весов данных товаров/услуг и их составляющих в ИПЦ. Если такой информации нет, то прогноз рассчитывается простейшими методами, такими как скользящее среднее.

Например, прогноз изменения цен на услуги ЖКХ раз в квартал получается исходя из темпа роста средней заработной платы в предыдущем квартале, а в остальные месяцы прогнозируется неизменный уровень цен, что обосновано механизмом ценообразования на услуги ЖКХ (см. подраздел 2.4). Некоторую оценку роста цен на табачные изделия в следующем месяце можно получить исходя из информации о ценах на сигареты с фильтром, которую предоставляют производители. Информация об изменении цен на услуги пассажирского транспорта, услуги высшего образования обычно известна заранее. Подобная информация по ценам других товаров и услуг также иногда доступна заранее. В то же время обычно информация об изменении цен относится к какому-то определенному компоненту рассматриваемых товаров и услуг: например, цен на водку, на услуги городского транспорта, на услуги электросвязи и так далее. Не по всем этим товарам и услугам есть открытые данные о весах в потребительской корзине, поэтому прогнозы содержат дополнительную погрешность.

4. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Прогнозирование инфляции в Беларуси усложняется частыми шоками, которые, в частности, являются результатом высокой доли государственного регулирования экономики: как цен напрямую, так и косвенного влияния на обменный курс, процентные ставки и некоторые другие переменные, которые влияют на инфляцию. Учесть первый фактор, то есть регулирование цен, можно путем прогнозирования изменения регулируемых цен отдельно от изменения цен на остальные товары и услуги. Такой подход был применен в данной работе: ИПЦ очищался от влияния изменения цен на некоторые товары и услуги, которые в основном имеют большой вес в потребительской корзине и подвержены административному регулированию (прямому или косвенному).

Модели прогнозирования «очищенного» ИПЦ имеют хорошие характеристики – они в среднем лучше, чем характеристики моделей прогнозирования ИПЦ в целом, которые Исследовательский центр ИПМ применял ранее. Кроме того, с помощью таких моделей, очевидно,

значительно удобнее учитывать информацию о будущих изменениях регулируемых цен, которая доступна на момент подготовки прогноза. Насколько точны прогнозы с помощью таких моделей, покажет время.

ЛИТЕРАТУРА

Научная

Зарецкий, А. (2013). Краткосрочное прогнозирование инфляции в Беларуси, *Рабочий материал*, [WP/13/01](#), Исследовательский центр ИПМ.

Пелипась, И., Кирхнер, Р., Вебер, Э. (2014). Является ли разрыв выпуска полезным индикатором для монетарной политики в Беларуси?, *Аналитическая записка*, [PP/02/2014](#), Исследовательский центр ИПМ, Немецкая экономическая группа.

Enders, W. (1994). *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, Inc., 448 p.

QMS. (2009). *EViews 7 User's Guide II*, Quantitative Micro Software, 820 p.

Sims, C. (2002). [Structural VAR's](#), *Lecture Notes*.

Нормативная

[Выписка из положения о порядке регулирования концерном «Белнефтехим» отпускных и розничных цен на нефтепродукты, производимые и \(или\) реализуемые на территории Республики Беларусь](#), Белорусский государственный концерн по нефти и химии.

[Методика по расчету базового индекса потребительских цен \(базовой инфляции\)](#), Национальный статистический комитет Республики Беларусь.

[Методика расчета сводного индекса потребительских цен на товары и платные услуги населению](#), Национальный статистический комитет Республики Беларусь.

Постановление Министерства образования Республики Беларусь от 29 июля 2011 г. № 210 "Об утверждении инструкции о порядке определения стоимости обучения при реализации образовательных программ высшего и среднего специального образования на платной основе в государственных учреждениях образования".

Постановление Министерства экономики Республики Беларусь от 31 марта 2011 г. № 49 "Об установлении предельных минимальных цен на алкогольную продукцию крепостью свыше 28 процентов и признании утратившими силу некоторых постановлений Министерства экономики Республики Беларусь".

Постановление Совета Министров Республики Беларусь от 29 февраля 2008 г. № 307 "О размере и порядке взимания платы за питание детей, получающих дошкольное образование, специальное образование на уровне дошкольного образования".

Постановление Совета Министров Республики Беларусь от 27 апреля 2013 г. № 317 "О нормах питания и денежных нормах расходов на питание обучающихся, а также участников образовательных мероприятий из числа лиц, обучающихся в учреждениях образования".

Постановление Совета Министров Республики Беларусь от 17 января 2014 г. № 35 "Об утверждении перечней социально значимых товаров (услуг), цены (тарифы) на которые регулируются государственными органами, и признании утратившими силу некоторых постановлений Совета Министров Республики Беларусь".

Постановление Совета Министров Республики Беларусь от 5 февраля 2014 г. № 96 "Об утверждении положения о порядке индексации субсидируемых государством тарифов (цен) на жилищно-коммунальные услуги для населения".

Указ Президента Республики Беларусь от 25 февраля 2011 г. № 72 "О некоторых вопросах регулирования цен (тарифов) в Республике Беларусь".

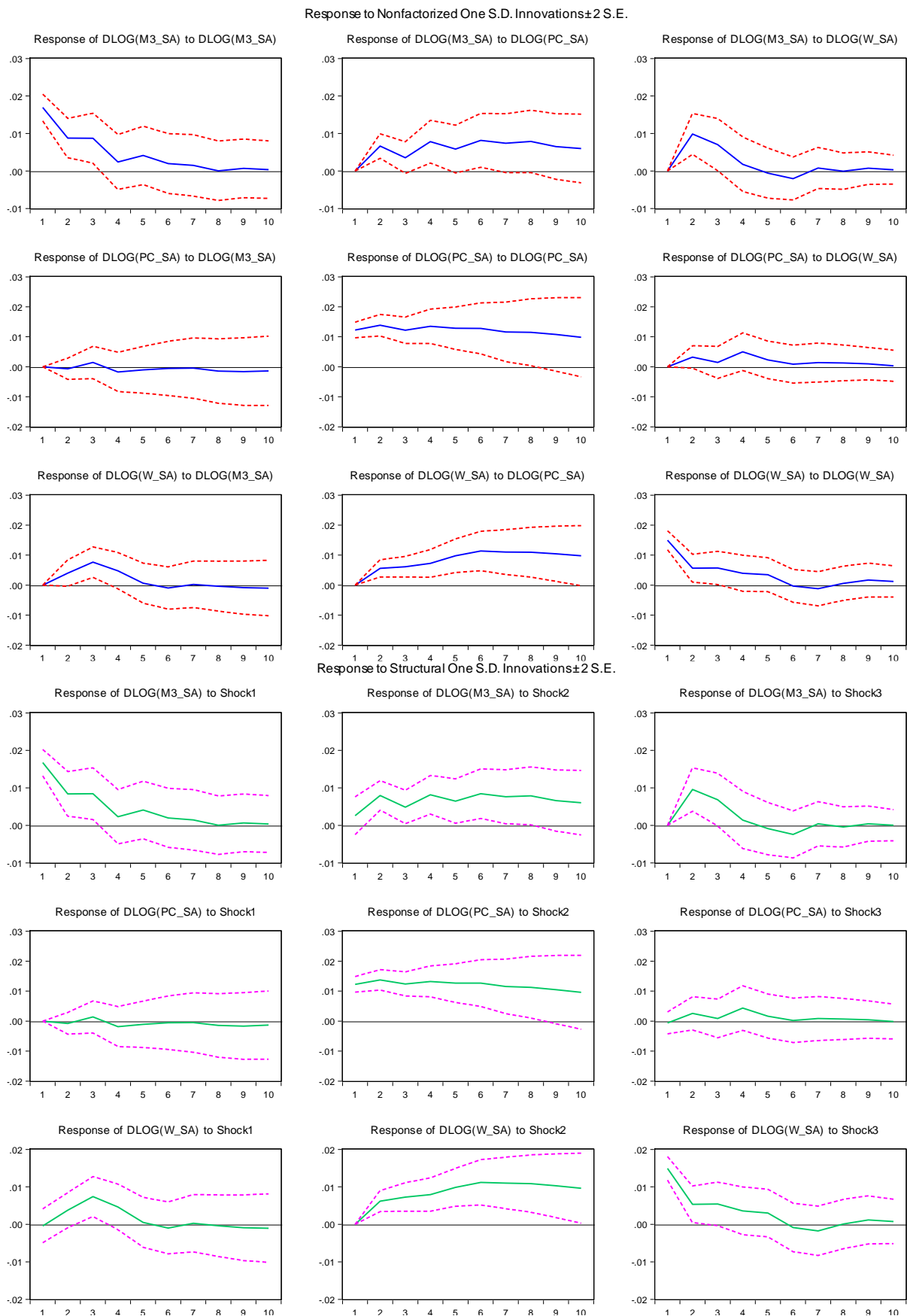
Указ Президента Республики Беларусь от 5 декабря 2013 г. № 550 "О некоторых вопросах регулирования тарифов (цен) на жилищно-коммунальные услуги и внесении изменений и дополнений в некоторые указы Президента Республики Беларусь".

Другое

[Калькулятор персональной инфляции](#), Национальный статистический комитет Республики Беларусь.

[Структура потребительских расходов населения Республики Беларусь для расчета индекса потребительских цен](#), Национальный статистический комитет Республики Беларусь.

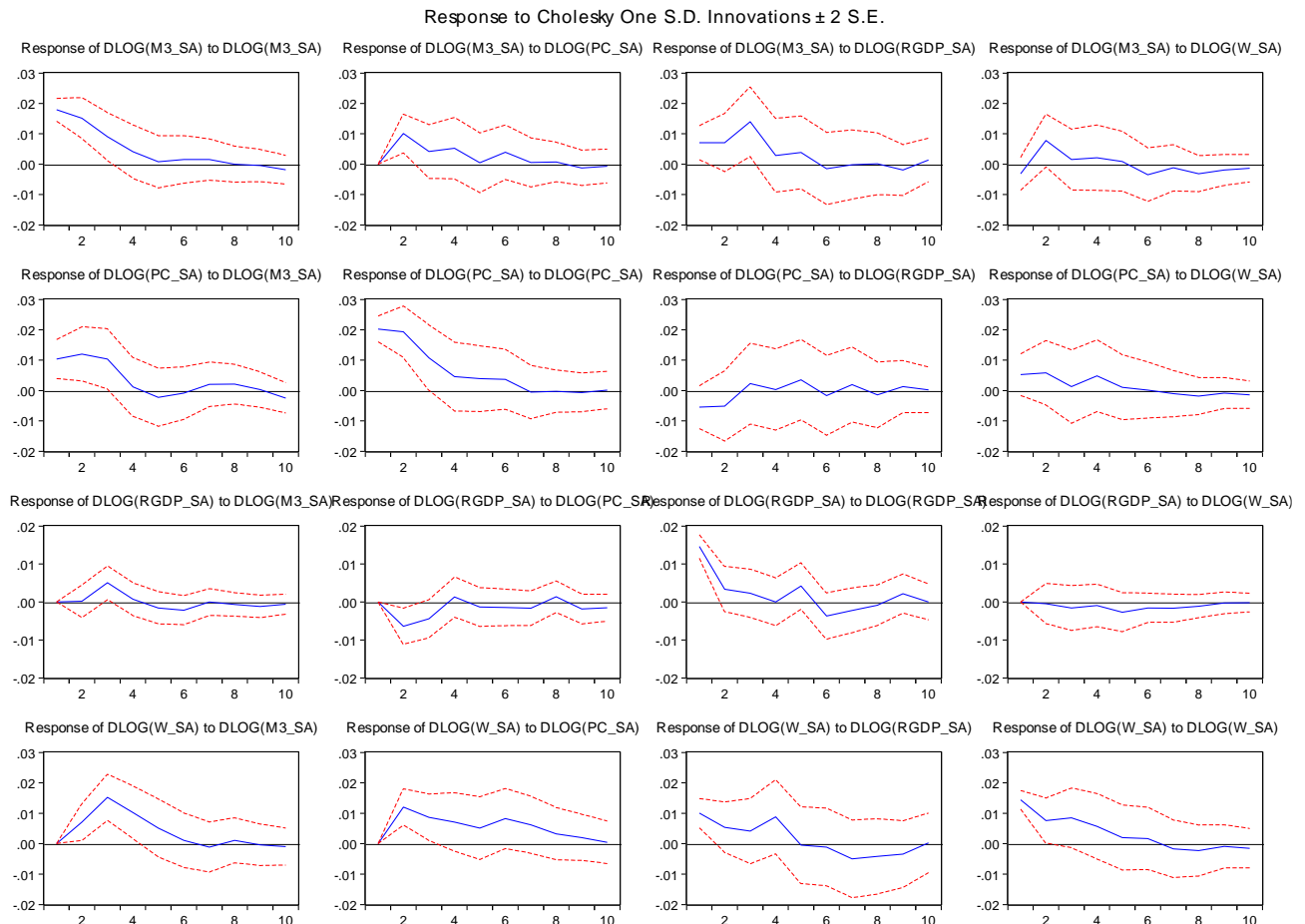
ПРИЛОЖЕНИЕ 1. ФУНКЦИИ ИМПУЛЬС-ОТКЛИК: VAR В ПРИВЕДЕННОЙ ФОРМЕ И СТРУКТУРНАЯ VAR (ИЗ ТРЕХ ПЕРЕМЕННЫХ)



Примечание. Первые три строки относятся к VAR в приведенной форме, остальные показывают отклики на соответствующие шоки в структурной VAR.

Источник: расчеты автора в EViews 7.

ПРИЛОЖЕНИЕ 2. ФУНКЦИИ ИМПУЛЬС-ОТКЛИК МОДЕЛИ (9)



Примечание. Для ортогонализации остатков с помощью разложения Холецкого переменные были упорядочены следующим образом: $dlog(rgdp_sa)$, $dlog(w_sa)$, $dlog(m3_sa)$, $dlog(pc_sa)$. То есть $dlog(rgdp_sa)$ определяется только предыдущими значениями переменных, а $dlog(pc_sa)$ зависит от текущих значений всех остальных переменных.

Источник: расчеты автора в EViews 7.

ПРИЛОЖЕНИЕ 3. УРАВНЕНИЯ, ОПИСЫВАЮЩИЕ КРАТКОСРОЧНУЮ ДИНАМИКУ В МОДЕЛИ ЕСМ

Зависимая переменная: DLOG(PC_SA)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PC_SA(-1))	0.418912	0.077770	5.386520	0.0000
DLOG(PC_SA(-4))	0.123250	0.036183	3.406338	0.0019
DLOG(M3_SA(-1))	-0.177006	0.073966	-2.393089	0.0234
DLOG(M3_SA(-3))	-0.310013	0.053260	-5.820713	0.0000
DLOG(PR_SA(-2))	0.212447	0.039446	5.385697	0.0000
DLOG(PR_SA(-3))	0.148485	0.029509	5.031860	0.0000
DLOG(RGDP_SA(-1))	0.650414	0.114049	5.702929	0.0000
DLOG(RGDP_SA(-2))	0.377714	0.083502	4.523419	0.0001
DLOG(RGDP_SA(-3))	0.297883	0.077733	3.832118	0.0006
DLOG(RGDP_SA(-4))	0.502881	0.081147	6.197124	0.0000
D2009_1	0.023731	0.008346	2.843460	0.0081
D2011_2	0.190079	0.006637	28.63872	0.0000
D2011_3	0.195179	0.010013	19.49178	0.0000
D2011_4	0.149779	0.012115	12.36342	0.0000
D2014_2	0.019720	0.007172	2.749444	0.0102
ECM(-1)	0.118017	0.042479	2.778269	0.0095
R-squared	0.992487	Mean dependent var		0.042993
Adjusted R-squared	0.988602	S.D. dependent var		0.055737
S.E. of regression	0.005951	Akaike info criterion		-7.138900
Sum squared resid	0.001027	Schwarz criterion		-6.496531
Log likelihood	176.6253	Hannan-Quinn criter.		-6.899431
Durbin-Watson stat	1.556584			

P-значения: Jargue-Bera – 0.879, Breusch-Godfrey (4 лага) – 0.167, Breusch-Pagan-Godfrey – 0.997.
ECM – это остатки уравнения (11).

Зависимая переменная: DLOG(RGDP_SA)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(RGDP_SA(-1))	0.456381	0.088128	5.178595	0.0000
DLOG(M3_SA(-2))	0.372203	0.047073	7.906950	0.0000
DLOG(M3_SA(-4))	-0.088964	0.028048	-3.171812	0.0033
DLOG(PC_SA(-1))	-0.206227	0.032858	-6.276367	0.0000
DLOG(PR_SA(-2))	-0.099401	0.031528	-3.152818	0.0035
D2006_3	-0.027247	0.008037	-3.390247	0.0019
D2007_1	-0.032503	0.008021	-4.051987	0.0003
D2008_1	0.028305	0.007610	3.719609	0.0008
D2008_2	-0.019858	0.007873	-2.522369	0.0168
D2008_4	-0.025819	0.007626	-3.385559	0.0019
D2013_2	-0.037425	0.007824	-4.783215	0.0000
D2014_1	0.026175	0.007774	3.366962	0.0020
ECM(-1)	0.296550	0.037328	7.944352	0.0000
R-squared	0.866027	Mean dependent var		0.015001
Adjusted R-squared	0.815787	S.D. dependent var		0.017289
S.E. of regression	0.007420	Akaike info criterion		-6.732344
Sum squared resid	0.001762	Schwarz criterion		-6.210419
Log likelihood	164.4777	Hannan-Quinn criter.		-6.537776
Durbin-Watson stat	2.104621			

P-значения: Jargue-Bera – 0.818, Breusch-Godfrey (4 лага) – 0.694, Breusch-Pagan-Godfrey – 0.999.

Зависимая переменная: DLOG(M3_SA)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(M3_SA(-1))	0.608498	0.080576	7.551899	0.0000
C	0.051505	0.005779	8.912411	0.0000
DLOG(PC_SA(-1))	0.362802	0.074658	4.859503	0.0000
DLOG(PC_SA(-2))	-0.661716	0.073708	-8.977538	0.0000
DLOG(PR_SA(-2))	0.368428	0.077173	4.774037	0.0000
DLOG(PR_SA(-4))	-0.177841	0.046887	-3.792974	0.0007
DLOG(RGDP_SA(-1))	-0.714024	0.179934	-3.968254	0.0004
D2008_1	0.034887	0.011198	3.115542	0.0041
D2008_3	-0.034428	0.011668	-2.950546	0.0062
D2008_4	-0.074319	0.011220	-6.624037	0.0000
D2009_2	-0.074020	0.012472	-5.934936	0.0000
D2011_2	0.116916	0.012170	9.607032	0.0000
D2013_2	-0.055820	0.011732	-4.757806	0.0000
D2013_3	-0.086750	0.014914	-5.816569	0.0000
D2014_2	-0.040095	0.011893	-3.371201	0.0021
ECM(-1)	-0.321701	0.063698	-5.050433	0.0000
R-squared	0.963408	Mean dependent var		0.087788
Adjusted R-squared	0.944481	S.D. dependent var		0.046448
S.E. of regression	0.010944	Akaike info criterion		-5.920264
Sum squared resid	0.003474	Schwarz criterion		-5.277895
Log likelihood	149.2059	Hannan-Quinn criter.		-5.680795
F-statistic	50.90159	Durbin-Watson stat		1.984317
Prob(F-statistic)	0.000000			

P-значения: Jargue-Bera – 0.926, Breusch-Godfrey (4 лага) – 0.379, Breusch-Pagan-Godfrey – 0.998.