

Макроэконометрическая модель российской инфляции

Бродский Б.Е., Березняцкий А.Н.

2015 год оказался рубежным для макроэконометрического моделирования российской экономики. Многие модели в условиях нового кризиса проявили себя неадекватными изменившейся экономической реальности и потребовали серьезного пересмотра. Появились новые разработчики и новые модели, основанные на неструктурных методах моделирования (в частности, VAR- и BVAR-модели), которые пока не показывают никаких результатов. Коротко говоря, 2015 год может рассматриваться как стресс-тест для макроэкономических моделей.

Вместе с тем структурная модель российской экономики, предложенная нами в 2005-2007 гг. (см. [1], [2]), после небольшой (и неизбежной) доработки оказалась вполне пригодной для практического применения даже в условиях кризисов 2008-2015 годов. Конечно, все это не аргумент для «лица, принимающего ответственные решения», но уже – основание для дальнейшей работы.

Итак, некоторые выводы из обновленной макроэкономической модели российской экономики. Во-первых, зависимость ключевых макроиндикаторов российской экономики от мировой и экспортной цены на нефть снизилась до критических значений в 2010-2015 годы. Во-вторых, стремление американской администрации во что бы то ни стало снизить цену нефти может привести к весьма неожиданным экономическим последствиям: нефть перестает быть редким благом и появляются новые блага (например, питьевая вода), цена которых становится ориентиром для мировой экономики и политики. В-третьих, прогнозирование в условиях крайне нестабильной мировой политической конъюнктуры становится неразрешимой задачей. Мы используем макроэкономическую модель для анализа макроэкономической ситуации, но вовсе не в целях прогнозирования. В частности, в-четвертых, если снижение мировых цен на нефть обусловило около 50% снижения доходов консолидированного бюджета РФ, то экономические санкции обусловили около 20% этого снижения.

Решение ФРС повысить ключевую ставку в дальнейшем приведет лишь к удорожанию денег и спровоцирует новый виток оттока денег с развивающихся рынков, включая Россию. Это неизбежно отразится на удорожании кредитов и вызовет рост курса доллара и темпа инфляции. С этих позиций решение ФРС может рассматриваться как

продолжение политики санкционного давления. Но далее заработают адаптационные механизмы, и темп инфляции в России вновь снизится до привычных значений.

В 2015 году мы уже наблюдали подобные скачки валютного курса доллара и темпа инфляции. Модель инфляции, приведенная ниже, хорошо улавливает эти скачки и вопреки монетаристским идеям (темп инфляции определяется исключительно динамикой денежной массы) объясняет динамику инфляции как воздействием монетарных, так и немонетарных факторов.

Выбор функциональной формы эконометрических зависимостей, приведенных ниже, объясняется 3-хсекторной формой макроэкономической структуры российской экономики, включающей:

- Экспортно-ориентированный сектор
- Внутренне-ориентированный сектор
- Сектор естественных монополий

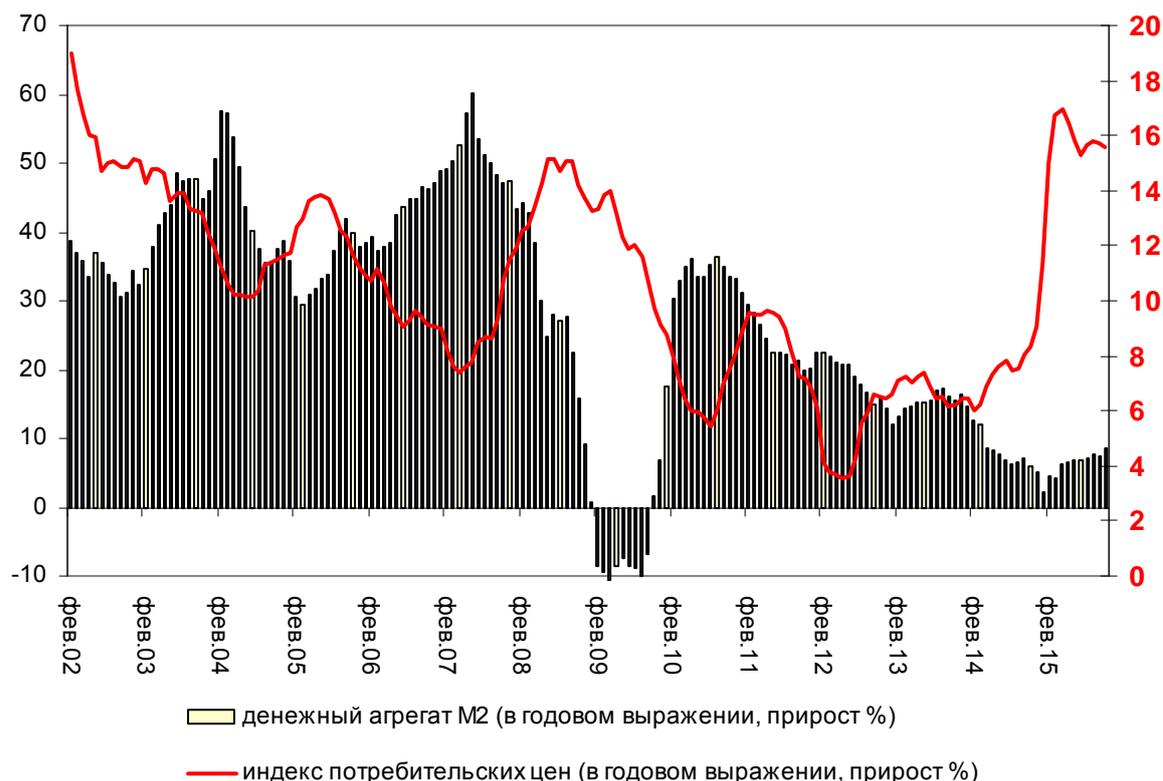
Детальное изложение макроэкономических последствий и особенностей этой структуры приведено в работах [3], [4].

В частности, в [4] обсуждается следующая идея: мировые цены на экспортируемые Россией товары и услуги играют определяющую роль в развитии указанных выше секторов экономики. Лишь немногие экономические блага могут претендовать на роль индикатора макроэкономической конъюнктуры. На сегодняшний день – это, прежде всего, цена нефти (мировая и экспортная). Но уже завтра – это цена газа на мировых рынках, цена пресной воды, уровень цен в секторе вооружений и др.

Прежде чем перейти к изложению моделей и оценок параметров рассмотрим поведение отдельных временных рядов, характеризующих функционирование экономики России. Возможно, этот эмпирический анализ послужит дополнительным объяснением как выбора функциональных зависимостей, так и полученных результатов.

На **рис.1** представлена динамика денежного предложения в России (в виде агрегата M2) и индекса потребительских цен. Данный график нередко используется в целях обоснования зависимости цен в России от денежного предложения, взятого с некоторым лагом. Действительно наблюдаются периоды «всплесков» в денежном предложении, которые сопровождаются ростом цен. Но так ли все просто на самом деле?

Если мы предполагаем, что динамика денежных агрегатов определяет уровень цен в стране, то разумно тогда ожидать *ceteris paribus*, что в периоды резкого роста предложения денег рост цен должен наблюдаться (с некоторым лагом) одновременно во всех группах товаров и услуг (за исключением регулируемых). Эту гипотезу относительно легко проверить, проведя декомпозицию индекса потребительских цен на его составляющие и сравнив динамику получившихся показателей с динамикой денежного предложения см. **рис 2**.



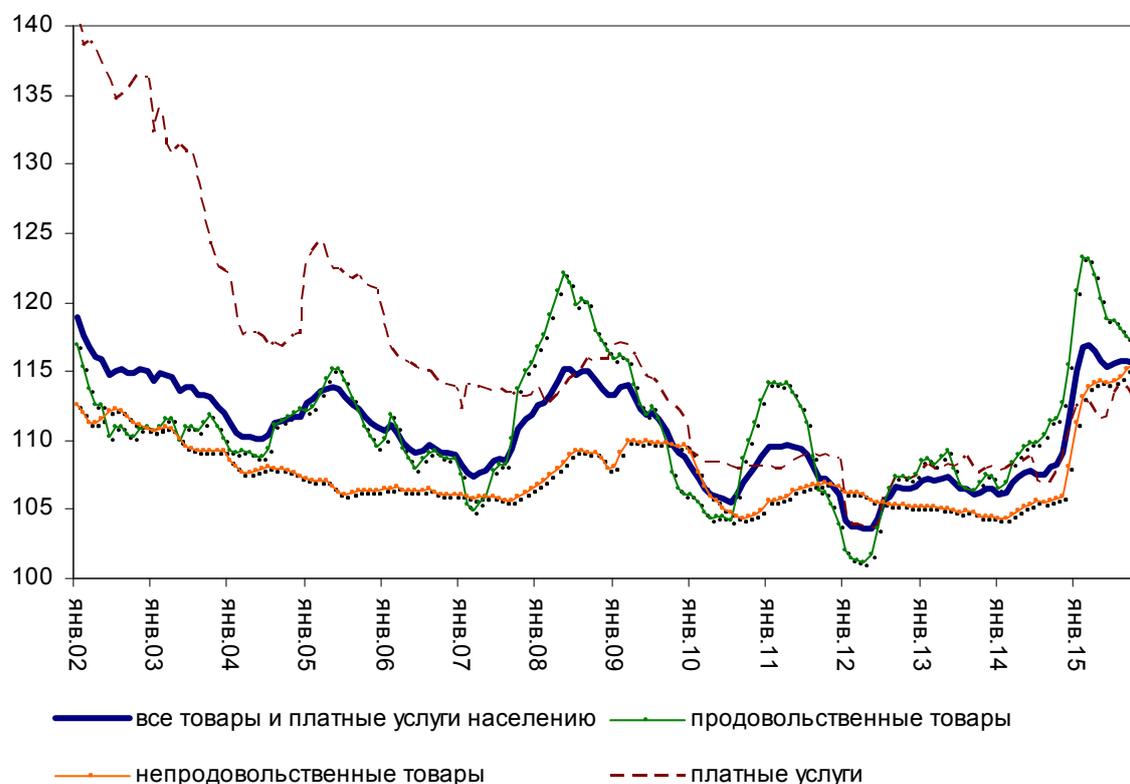
Источник: Банк России, Федеральная служба государственной статистики России / (показатели в годовом выражении — % к соотв. периоду пред. года)

Рис.1 Индекс потребительских цен в России в сравнении с динамикой денежного агрегата М2.

Как видно из **рис. 2** эта гипотеза не подтверждается: периоды роста цен в различных подгруппах товаров и услуг не синхронизируются друг с другом, а группа непродовольственных товаров вообще резко выделяется на общем фоне значительно меньшим количеством периодов роста цен. Далее, на **рис 1** ярко выражено два периода в динамике денежного предложения в России — до 2008 года темпы роста денежных агрегатов варьируются около 30 процентов со скачками до 60 процентов, тогда как после 2008 года — наблюдается понижательная тенденция в изменении денежного предложения. При этом ситуация с ценами диаметрально противоположная — до 2008

года понижательный тренд в ценовой динамике, тогда как после 2008 года наблюдается устойчивый рост цен см. **рис. 2**.

В этой связи любопытно, что упоминание лагов в воздействии денежных агрегатов на уровень цен в основном программном документе Банка России¹ было лишь несколько



Источник: Федеральная служба государственной статистики России / (показатели в годовом выражении — % к соотв. периоду пред. года)

Рис.2 Индекс потребительских цен и декомпозиция индекса на подгруппы.

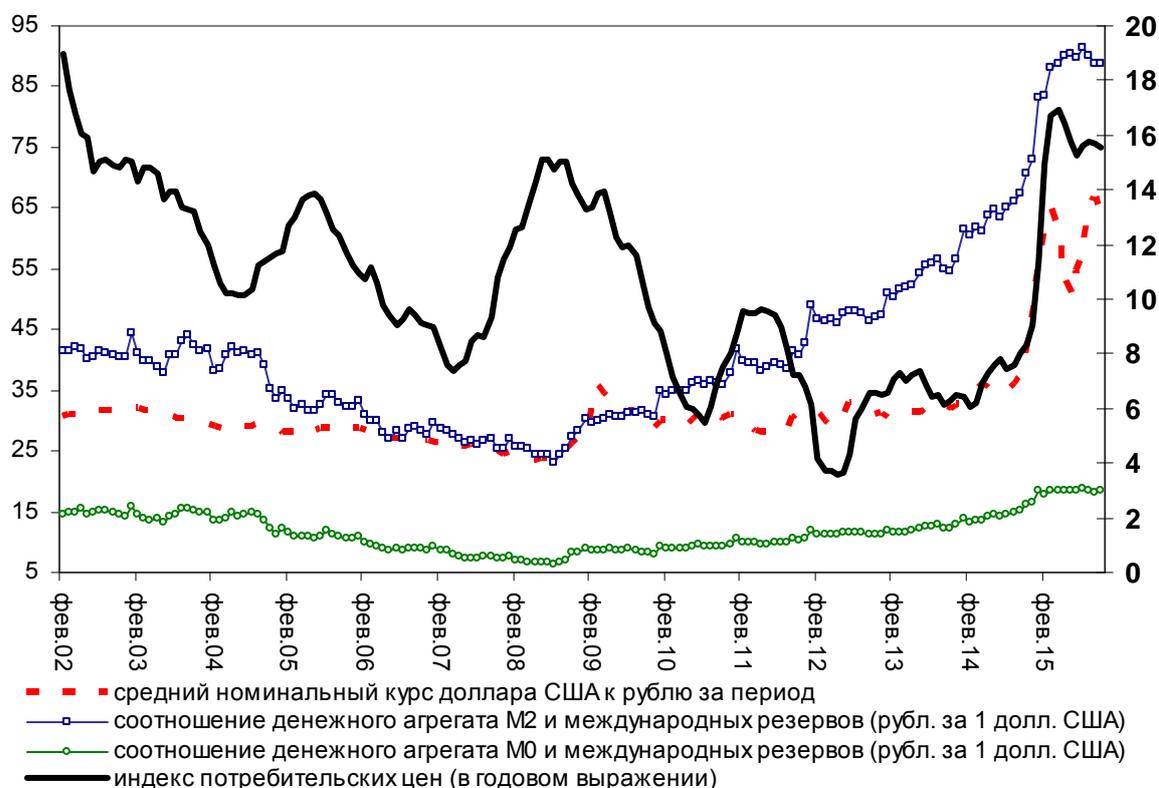
раз — в документе от 2003 года и 2006 года. И очень примечательно каким текстом это сопровождалось.

[9] «Банк России, как и любой другой центральный банк, не имеет возможности корректировать методами денежно-кредитной политики динамику потребительских цен, на которую значительное влияние оказывают структурные и волатильные факторы, в течение короткого промежутка времени. Рост цен и тарифов на платные услуги населению, происходящий в результате их административного регулирования, в первую очередь на услуги жилищно-коммунального хозяйства и пассажирского транспорта, немедленно сказывается на динамике индекса потребительских цен. В то же время

¹ Имеются в виду «Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики».

изменения в денежно-кредитной политике, необходимые для подавления возникшего инфляционного всплеска, скажутся на динамике цен лишь с определенным, достаточно длительным лагом. В настоящее время фактически сложившиеся лаги воздействия мер денежно-кредитной политики на уровень инфляции уже выходят за пределы полугодия. В отсутствие зрелого, конкурентного финансового рынка и достаточно развитой банковской системы механизмы воздействия инструментов денежно-кредитной политики на уровень инфляции все еще слабы».

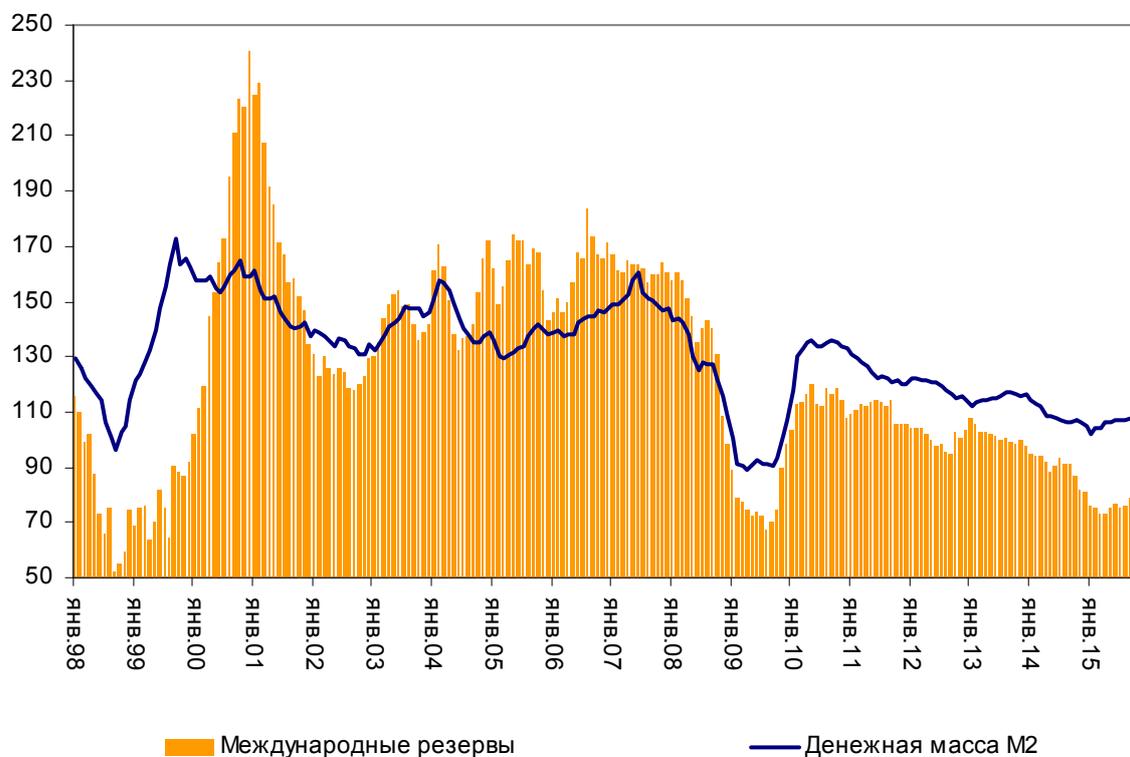
[10] «Выбранный режим валютного курса, сохранение существенной роли регулируемых цен в динамике индекса потребительских цен, неустойчивые процессы замещения валют в портфелях активов, неустойчивые лаги между динамикой денежного предложения и показателями инфляции определяют низкую эффективность использования в качестве промежуточного целевого ориентира темпов прироста денежной массы. Хотя операционная процедура денежно-кредитной политики учитывает показатели денежной программы, динамика денежных агрегатов становится лишь ориентиром и важной характеристикой текущих монетарных условий и среднесрочного тренда инфляции, а прогнозные границы прироста денежной массы не являются жестко заданными».



Источник: Банк России, Федеральная служба государственной статистики России /

Рис.3 Индекс потребительских цен в России в сравнении с динамикой денежных агрегатов, международных резервов и курсом доллара США.

Остановимся подробнее на «Выбранный режим валютного курса...». Посмотрим внимательно на **рис. 3** и **рис. 4**. На **рис. 4** отражены годовые темпы изменения объемов международных резервов в России и денежного агрегата М2. Тогда как на **рис. 3** помимо индекса потребительских цен и курса доллара США в России приведены временные ряды: отношение денежного агрегата М0 в абсолютном выражении к международным резервам (показатель размерности рубл. за 1 долл. США) и подобный же расчетный показатель для М2. Невооруженным глазом заметно, что в отношении денежного предложения в России реализовывался единственный вариант политики — привязка изменения объемов денежной массы к соответствующему изменению объемов международных резервов (иногда подобный механизм называют нестерилизованной валютной интервенцией), что сформировало своеобразный валютный коридор (нижняя граница в виде отношения М0 к резервам, верхняя в виде отношения М2 к резервам см. **рис. 3**). Следование подобной политике привело к тому, что в 2009 году на фоне мирового финансового кризиса и резкого падения притока валютной выручки в Россию в стране произошло резкое снижение денежного предложения (изменения в политике Банка России произошли лишь к 2015 году, когда сокращение поступлений в международные резервы страны стало угрожать полным «схлопыванием» денежной массы в стране).



/ источник: Банк России /
 (показатели в годовом выражении — % к соотв. периоду пред. года)

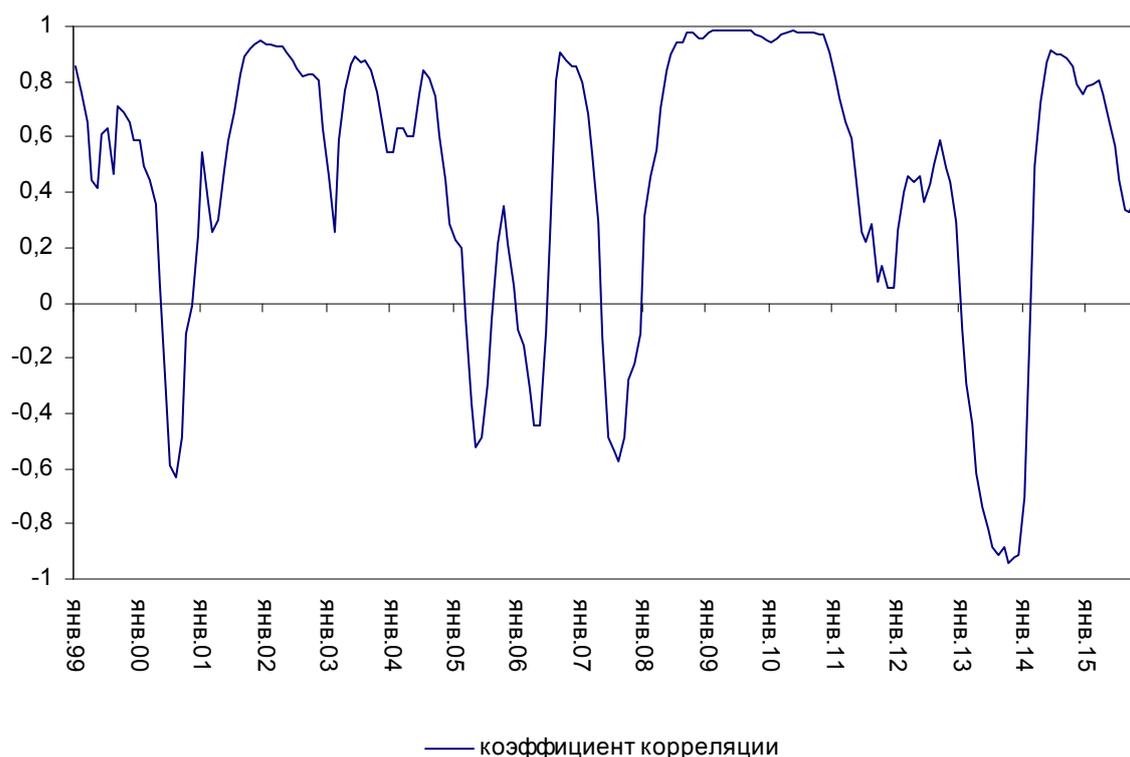
Рис.4 Денежный агрегат М2 и международные резервы России.

В **таблице №1** приведены результаты расчетов коэффициентов корреляции между показателями международных резервов и агрегатом М2 в годовом выражении (изменение объемов в % относительно соответствующего периода предыдущего года). В качестве эксперимента корреляции рассчитывались на разных выборках данных: от полной выборки до постепенно уменьшающейся на год (вплоть до 2015 года). В правой части таблицы для полноты эксперимента приведены результаты расчета корреляции отдельно по годам.

Период выборки	Коэффициент корреляции	Период выборки	Коэффициент корреляции
1998-2015	0,729451	1998	0,814332
1999-2015	0,708455	1999	0,536836
2000-2015	0,877099	2000	0,564238
2001-2015	0,893383	2001	0,927865
2002-2015	0,897022	2002	0,304416
2003-2015	0,902608	2003	0,353997
2004-2015	0,902846	2004	0,192193
2005-2015	0,907205	2005	-0,0977
2006-2015	0,928419	2006	0,773085
2007-2015	0,926339	2007	0,476735
2008-2015	0,865913	2008	0,975398
2009-2015	0,910301	2009	0,940024
2010-2015	0,887181	2010	0,743079
2011-2015	0,878517	2011	0,395616
2012-2015	0,820949	2012	-0,19392
2013-2015	0,8629	2013	-0,49309
2014-2015	0,647118	2014	0,779531
2015-2015	0,769637	2015	-

Таблица №1. Коэффициент корреляции между годовыми темпами роста денежного агрегата М2 и международных резервов России.

В целях иллюстрации построен также график коэффициентов корреляции между указанными показателями, но уже в скользящем режиме (расчет по выборке длиной в год, скользящей по месяцам) см **рис 5**. Как видно из **рис 5**. (за исключением отдельных моментов «переключений») значение коэффициента корреляции достигает уровней вплоть до 0,92. Таким образом, использовать показатель денежного предложения в моделировании инфляционных процессов в России бессмысленно (это приведет в лучшем случае к аномальным по знаку статистическим зависимостям, в худшем, к незначимым результатам).



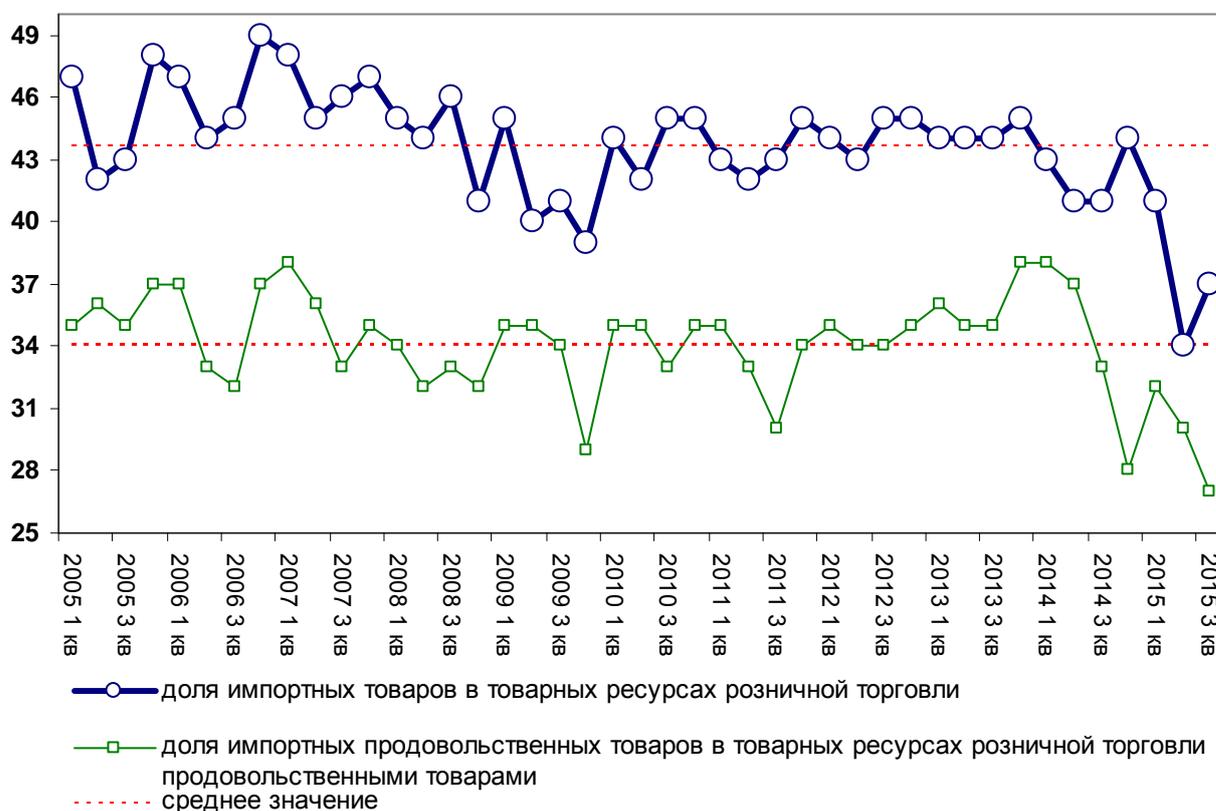
/ источник: Банк России, расчеты ЦСАП ЦЭМИ РАН /
 (коэффициент корреляции рассчитывался в «скользящем» режиме — на отрезках длиной в год, месяц к месяцу предыдущего года)

Рис.5 Коэффициент корреляции между денежным агрегатом М2 и международными резервами России, взятыми в темпах прироста в годовом выражении.

Денежная политика (которая, по сути, была сведена к политике валютного курса вплоть до настоящего момента времени) характеризуется соотношением денежной массы и валютных резервов, отношение, при прочих равных условиях, формирующее значение обменного курса национальной валюты.

В связи с вышесказанным обратная зависимость между темпами роста денежной массы и изменением цен до 2008 года и после становится объяснимой, если мы внимательно посмотрим на изменение валютного курса в эти периоды. Рубль укреплялся вплоть до 2008 года и «тянул» цены вниз (что неудивительно, учитывая структуру ресурсов розничной торговли в России, см. **рис. 6**), после 2008 года рубль стал терять свои позиции, что не замедлило сказаться на ценах. На **рис. 3** заметна некоторая аномалия — цены стали расти не с 2008 года, а, достигнув своего минимального за всю историю постсоветской России уровня в середине 2012 года, с 2013 года. Это объясняется (конечно же, перегиб в траектории уровня цен пришелся бы на 2008-2009 год) достаточно просто: на этот период приходится «заморозка» тарифов в связи с выборным циклом в России (выборы Президента в 2012 году), что несколько отсрочило рост цен. О влиянии

«заморозки» тарифов мы поговорим далее, когда будем анализировать влияние регулируемых тарифов на ценовые показатели в России. Здесь же еще раз отметим тот факт, что единственным монетарным показателем, который можно учитывать при моделировании инфляции в России, вплоть до настоящего момента времени был обменный курс рубля (либо отношение денежной массы к резервам).



*/ источник Федеральная служба государственной статистики /
(%)*

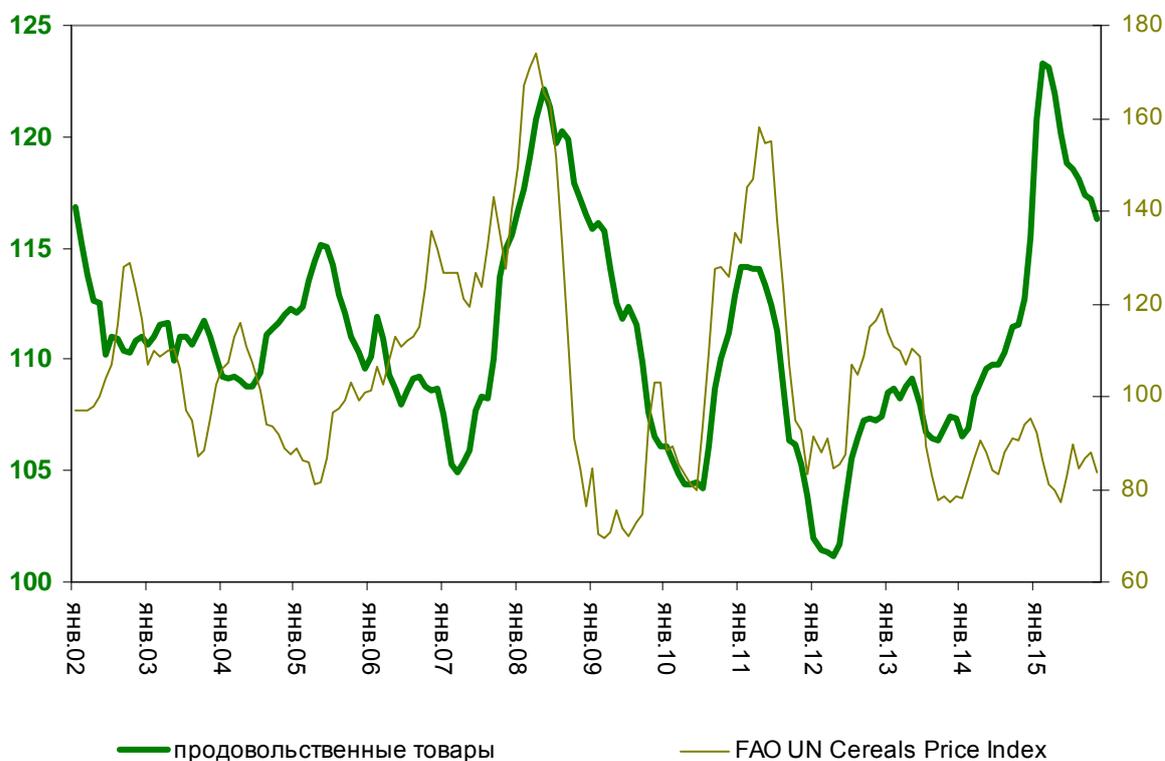
Рис.6 Структура товарных ресурсов розничной торговли в России.

Если валютный курс является «якорем» цен и определяет базовую траекторию их движения, то возникает вопрос, какие факторы формируют «выбросы» значений цен, наблюдающиеся в виде характерных бугров на **рис. 2**?

Ситуация на рынке продовольствия в России уже была нами проанализирована в [8]. Отметим, что индекс цен на продовольственные товары напрямую отражает шоки мирового рынка продовольствия (в частности, мирового продовольственного кризиса 2007-2008²). Для того чтобы в этом убедиться достаточно взглянуть на **рис. 7**, где

² См. например, Алтухов А. И. (2013). Мировой продовольственный кризис: причины и последствия. Вестник курской государственной сельскохозяйственной академии, №5.

сравниваются два временных ряда: индекс цен на продовольственные товары в России и индекс цен на зерновые ООН (в лице FAO — продовольственная и сельскохозяйственная организация ООН). Существует и национальная специфика в виде периодически вбрасываемых спекулятивных слухов то о грядущем дефиците гречки, то нехватки сахара и тп., что в свою очередь добавляет шумов в общую динамику цен³.

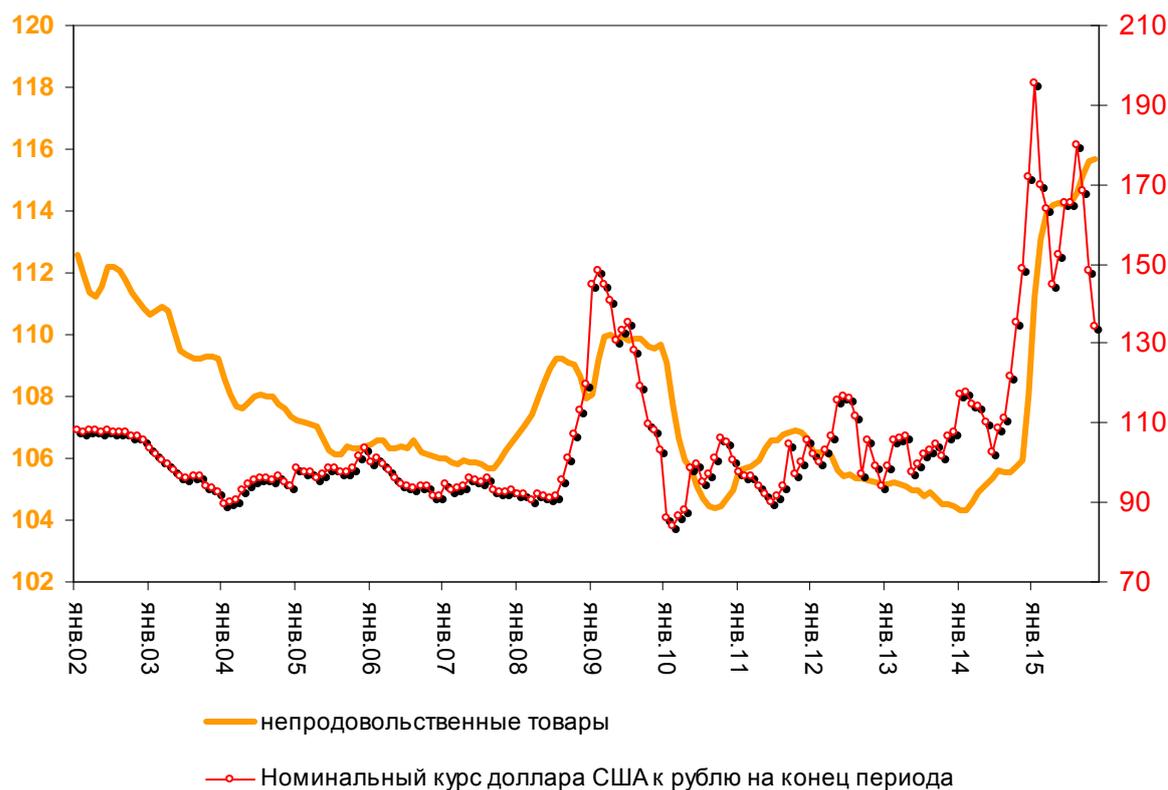


/ источник Федеральная служба государственной статистики., FAO UN /
(показатели в годовом выражении — % к соотв. периоду пред. года)

Рис.7 Индекс потребительских цен в группе продовольственных товаров в России в сравнении с индексом FAO цен на зерновые.

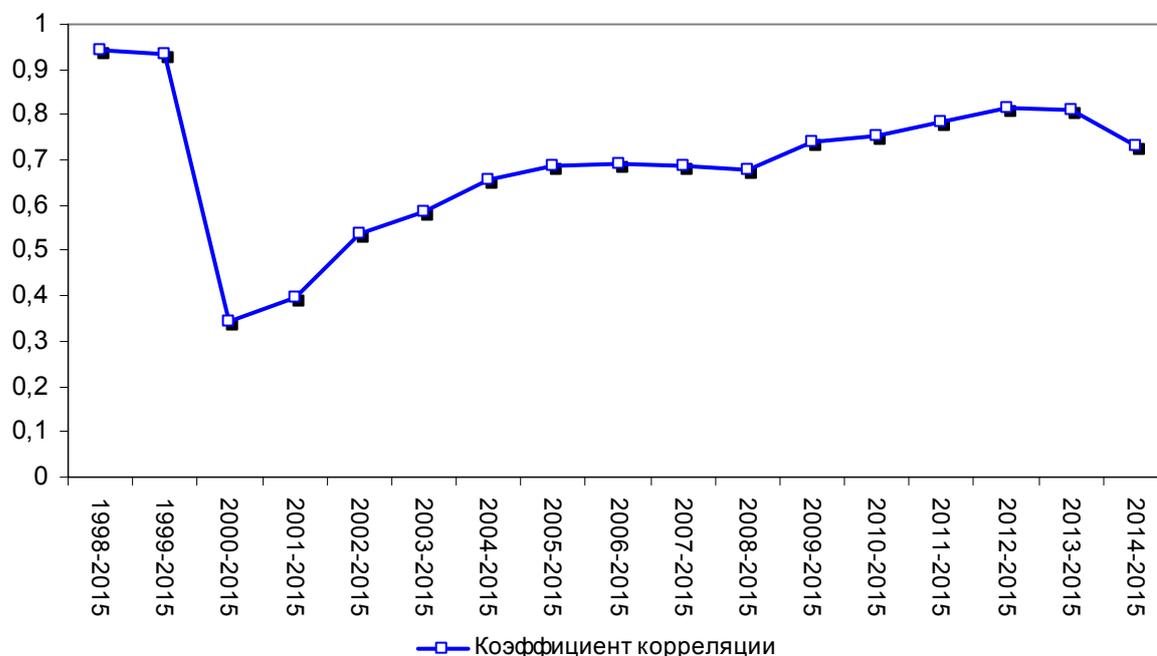
Как уже было сказано выше, индекс цен на непродовольственные товары является наиболее «гладкой» компонентой индекса потребительских цен в России и точно отражает соответствующую динамику валютного курса рубля см. **рис. 8**. Коэффициент корреляции между динамикой курса доллара США и индексом цен на непродовольственные товары на периоде 1997-2015 гг. составляет 0,94 (для показателей в % относительно соответствующего периода предыдущего года) см. **рис. 9**.

³Мария Кунле «Дефицита гречки не будет». Ведомости от 07.11.2014.
<http://www.vedomosti.ru/business/articles/2014/11/07/urozhaj-grechki-smylo-dozhdem>



/ источник Федеральная служба государственной статистики,, Банк России /
(показатели в годовом выражении — % к соотв. периоду пред. года)

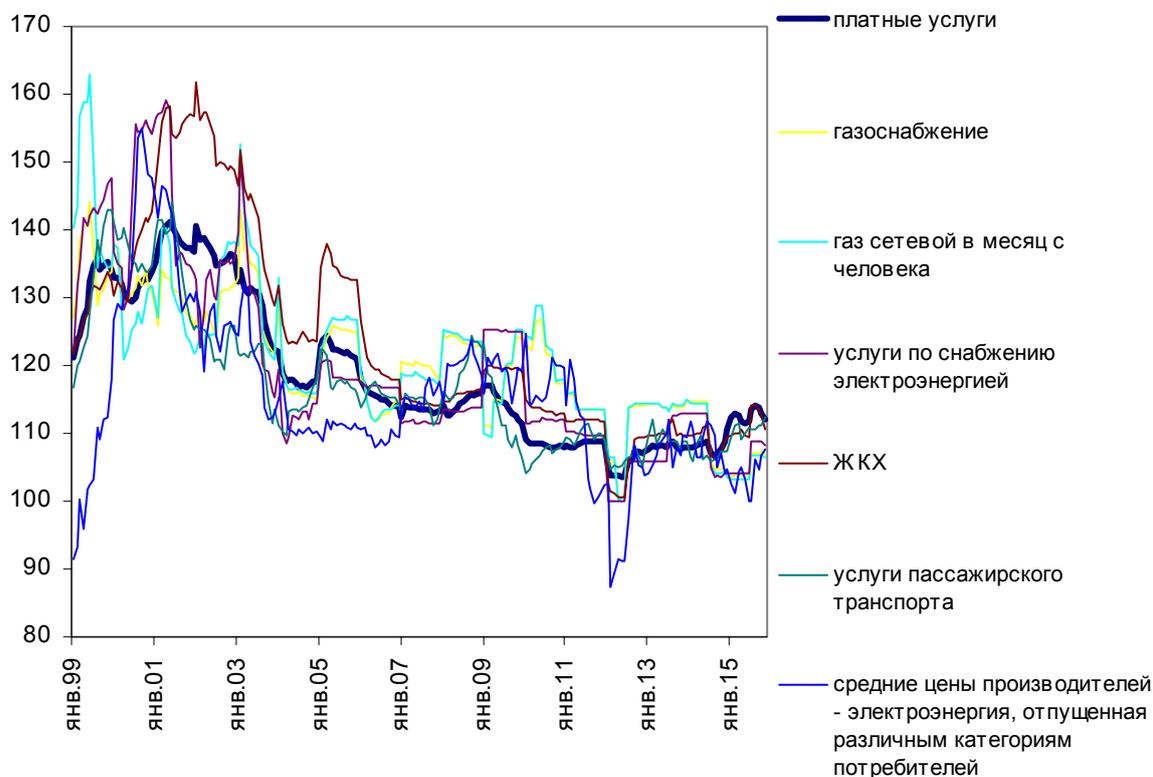
Рис.8 Индекс потребительских цен в группе непродовольственных товаров в России в сравнении с курсом доллара США.



/ источник: Федеральная служба государственной статистики, Банк России, расчеты ЦСАП ЦЭМИ РАН /
(коэффициент корреляции рассчитывался для выборок, постепенно уменьшающихся на год, вплоть до 2015 года)

Рис.9 Коэффициент корреляции между индексом потребительских цен на непродовольственные товары и курсом доллара США.

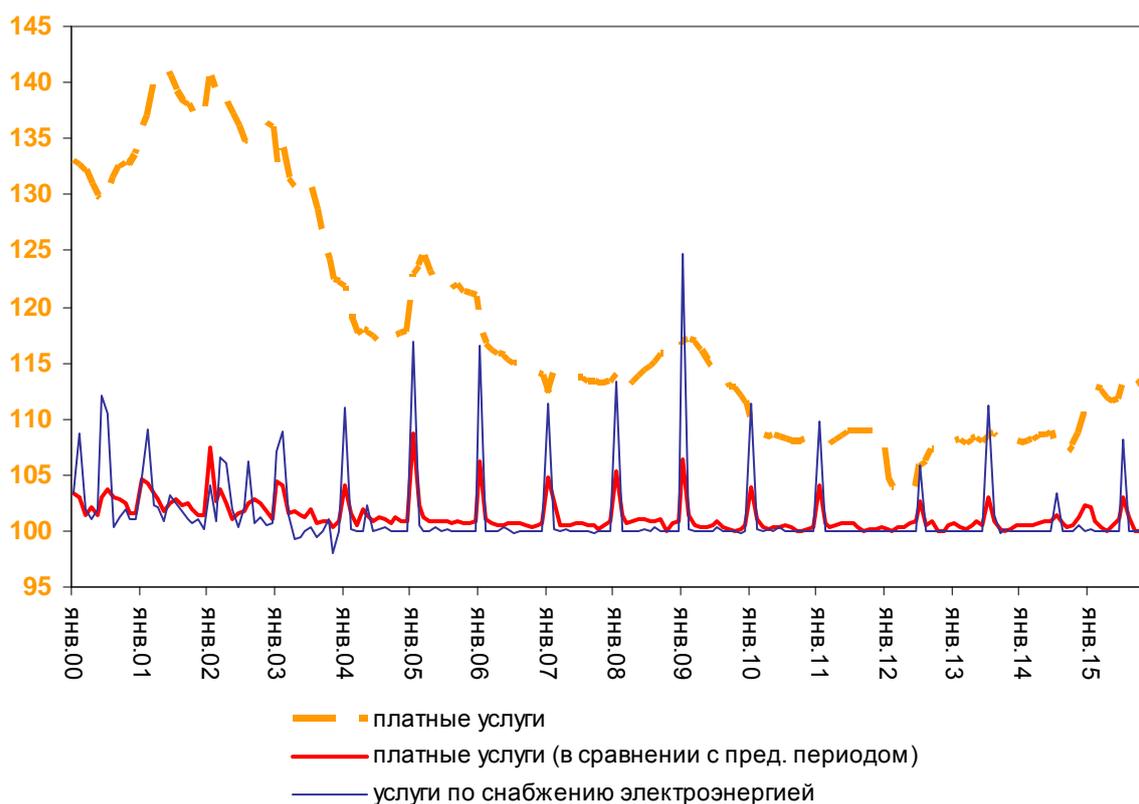
Наконец рассмотрим «выбросы» в индексе цен на платные услуги населению см. **рис 10**. Как видно, наличие «выбросов» полностью определяется соответствующими импульсами со стороны регулируемых тарифов: ЖКХ, пассажирский транспорт, электроэнергия и др.



/ источник Федеральная служба государственной статистики /
(показатели в годовом выражении — % к соотв. периоду пред. года)

Рис.10 Индекс потребительских цен в группе платных услуг населению в России в сравнении с регулируемыми тарифами.

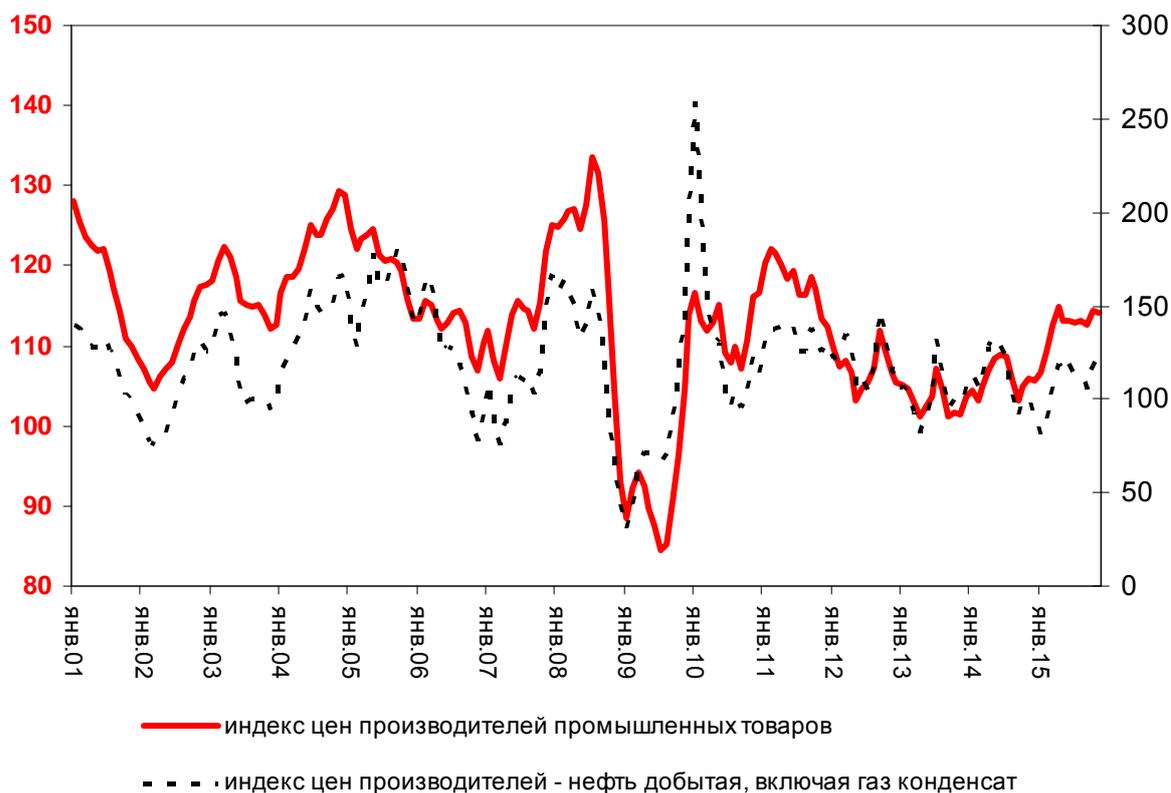
На **рис. 11** приведен временной ряд индекса цен на платные услуги населению в двух формах — в годовой (% к соответствующему периоду предыдущего года) и месячной (в % к предыдущему периоду) и тарифы на услуги по снабжению электроэнергией. Данный график полностью иллюстрирует механизм воздействия шоков тарифного регулирования на индекс цен. И, как было сказано выше, «заморозка» тарифов в период 2012 года не замедлила сказаться на снижении инфляции в стране, отсрочив перегиб в траектории цен с 2008-2009 гг. на 2013 год.



/ источник Федеральная служба государственной статистики,, Банк России /
 (показатели в годовом выражении — % к соотв. периоду пред. года; снабжение электроэнергией и платные услуги в % к пред. периоду)

Рис.11 Индекс потребительских цен в группе платных услуг населению в России в сравнении регулируемыми тарифами.

Несколько слов о ценах производителей промышленной продукции см. **рис. 12**. Как видно, данный индекс в значительной степени определяется динамикой его компоненты — индекса цен в нефтедобыче. Индекс цен в нефтедобыче полностью характеризуется мировыми ценами на нефть см. **рис. 13**. Фактор курса доллара США играет и здесь свою немаловажную роль: достаточно сравнить степень воздействия на цены в промышленности динамики мировой цены на нефть марки «Юралс» в долларовом выражении и рублевом см. **рис. 13**.



/ источник Федеральная служба государственной статистики /
 (показатели в годовом выражении — % к соотв. периоду пред. года)

Рис.12 Индекс цен производителей промышленных товаров и его компонента – цены в области нефтедобычи.

Инфляция в промышленности

Для построения эконометрической модели была использована выборка квартальных данных 1995(1)-2015(3), включающая следующие показатели:

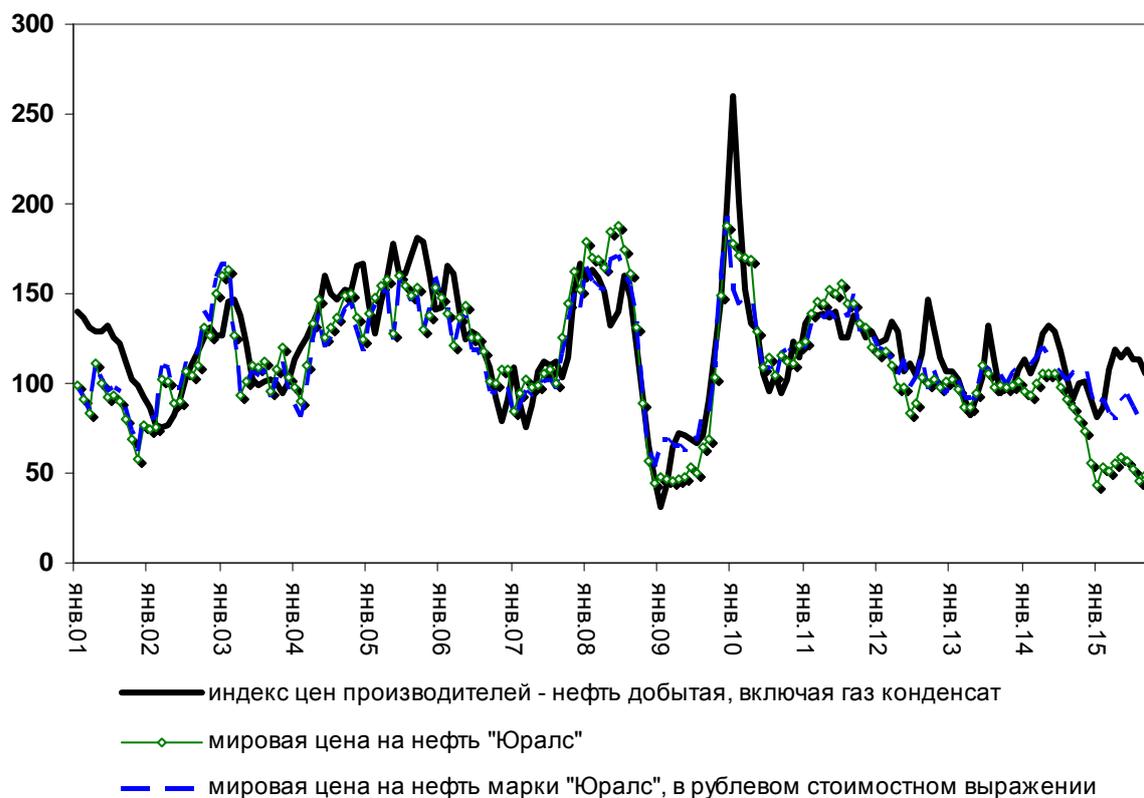
$$pippi = \frac{PPI}{100} - 1 \text{ — темп инфляции в промышленности}$$

$$pioile = \frac{POLIE}{100} - 1 \text{ — темп роста цен в нефтедобыче}$$

$$eps = \frac{E}{E(-1)} - 1 \text{ — темп изменения обменного курса доллара}$$

$$piel = \frac{PEL}{100} - 1 \text{ — темп изменения цен на электроэнергию, газ и воду для конечных потребителей.}$$

Проверка этих временных рядов на единичные корни по критерию ADF подтвердила гипотезу стационарности.



/ источник Федеральная служба государственной статистики /
 (показатели в годовом выражении — % к соотв. периоду пред. года)

Рис.13 Индекс цен производителей промышленных товаров в нефтедобывающей отрасли на фоне цен на нефть.

Построенная эконометрическая модель по квартальным данным за период 1995(1)-2015(3) имеет вид (в скобках внизу – значения *t*-статистик для коэффициентов):

$$pippi = 0.0024 + 0.2881pioile + 0.0988eps + 0.4741piel$$

(0.48) (12.5) (4.53) (9.87)

Интегральные показатели этой зависимости: $R^2 = 0.81$, $DW = 1.72$ – свидетельствуют о ее хорошем качестве. Таким образом, эластичность индекса цен в промышленности по фактору цен в нефтедобыче составляет 29%, по фактору номинального обменного курса доллара 10%, по фактору цен на электроэнергию, газ и воду 47.4%.

Объясняющие переменные	Значение коэффициента	Значение <i>t</i> -статистик
Константа	0.0024	0,48
темпа роста цен в нефтедобыче <i>pioile</i>	0.2881	12,5
темпа изменения обменного курса доллара <i>eps</i>	0.0988	4,53
темпа изменения цен на электроэнергию, газ и воду для конечных потребителей <i>piel</i>	0.4741	9,87

$R^2 = 0.81$
 $DW = 1.72$

Таблица №2. Оценки параметров модели инфляции в промышленности *ripri*, 1995(1)-2015(3) (83 наблюдения)

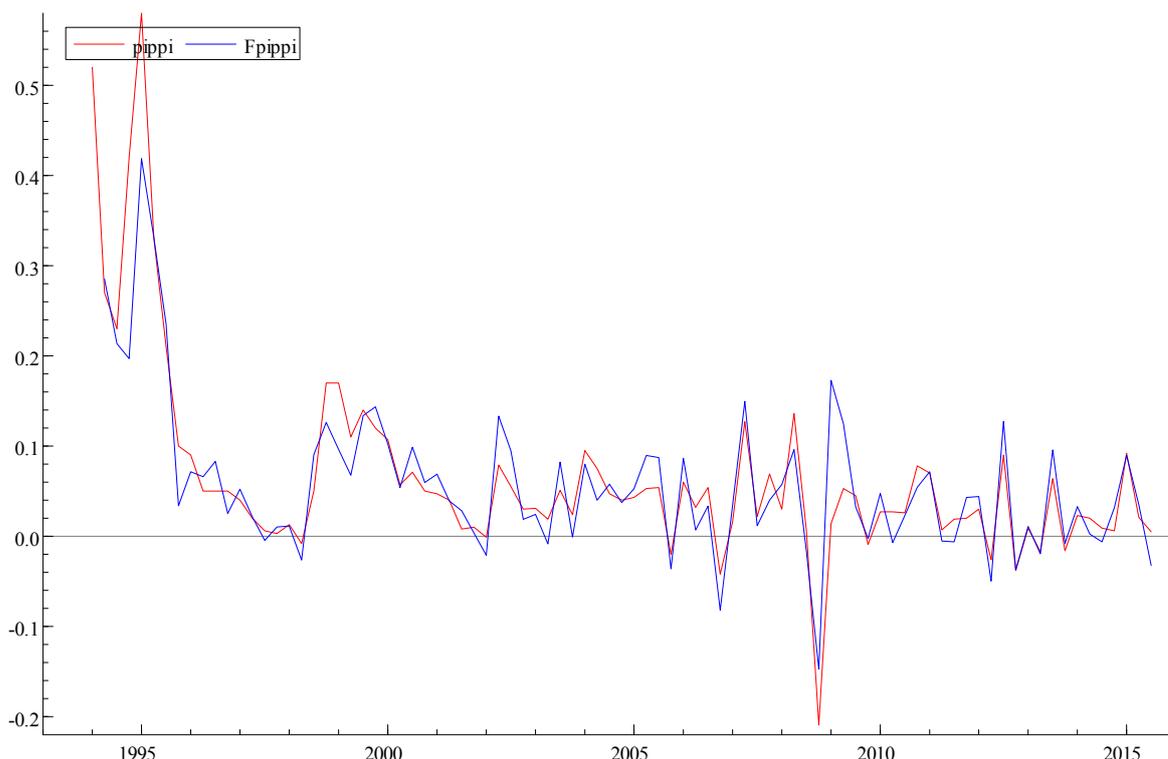


Рис.14 Темп инфляции в промышленности (квартальные данные 1995(1)-2015(3)): фактические значения (*ripri*) и их расчет по модели (*Fripri*)

Построенная эконометрическая зависимость позволяет объяснить, почему в конце 2008 года произошла дефляция в российской промышленности. Причина – резкое падение цен в нефтедобыче (*pioile*).

Отметим, что набор предикторов в полученных уравнениях инфляции на потребительском рынке и промышленности – принципиально один и тот же. Различны лишь коэффициенты эластичности темпа инфляции на потребительском рынке и в промышленности по этим предикторам. Если для инфляции на потребительском рынке важнейшее значение имеет монетарный фактор *eps*, то для инфляции в промышленности влияние монетарных

факторов выражено намного слабее, однако влияние немонетарных факторов (*pioile*, *piel*) является преобладающим. Протокол статистических расчетов этой модели приведен в Приложении 1.

Обращает на себя внимание резкий всплеск темпа инфляции в начале 2015 года, обусловленный скачком обменного курса доллара. Приведенная модель хорошо отслеживает эти скачки, что подтверждается совпадением фактических и расчетных значений темпа инфляции.

Для сравнения коэффициентов модели для различных временных периодов были построены модели инфляции в промышленности в периоды *1995(1)-2008(3)* и *1995(1)-2013(3)*. Построенная эконометрическая модель по квартальным данным за период *1995(1)-2008(3)* имеет вид (в скобках внизу – значения *t*-статистик для коэффициентов):

$$pippi = 0.0045 + 0.30805 pioile + 0.10308eps + 0.49093 piel$$

(0.73) (11.09) (4.701) (9.84)

период 1995(1) - 2013(3)

$$pippi = 0.0025 + 0.2878 pioile + 0.1007eps + 0.4578 piel$$

(0.44) (11.3) (4.21) (8.82)

Интегральные показатели этой зависимости: $R^2 = 0.81$, $DW = 1.70$.

Мы видим, что коэффициенты эластичности по основным влияющим факторам обладают существенной устойчивостью. Это означает, что построенная модель отражает некоторые объективные факторы в динамике темпа инфляции в промышленности.

Инфляция на потребительском рынке

Для построения модели была использована выборка квартальных данных *1995(1)-2015(3)*, включающая следующие показатели:

$$pi = \frac{CPI}{100} - 1 \text{ — темп инфляции на потребительском рынке}$$

$$pioilp = \frac{POILP}{100} - 1 \text{ — темп роста цен на бензин}$$

$$eps = \frac{E}{E(-1)} - 1 \text{ — темп изменения обменного курса доллара}$$

$$piel = \frac{PEL}{100} - 1 \text{ — темп изменения цен на электроэнергию, газ и воду для конечных потребителей}$$

Seas – сезонная дамми-переменная, например, *Seas*(-3) – сезонность в 4-м квартале.

Проверка этих временных рядов на единичные корни по критерию ADF подтвердила гипотезу стационарности. Полученная регрессионная зависимость на интервале квартальных данных 1995(1)-2015(3) имеет следующий вид (в скобках внизу – значения *t*-статистик для коэффициентов):

$$pi = 0.0019 + 0.2788eps + 0.3945piel + 0.0800pioilp - 0.033Seas(-2)$$

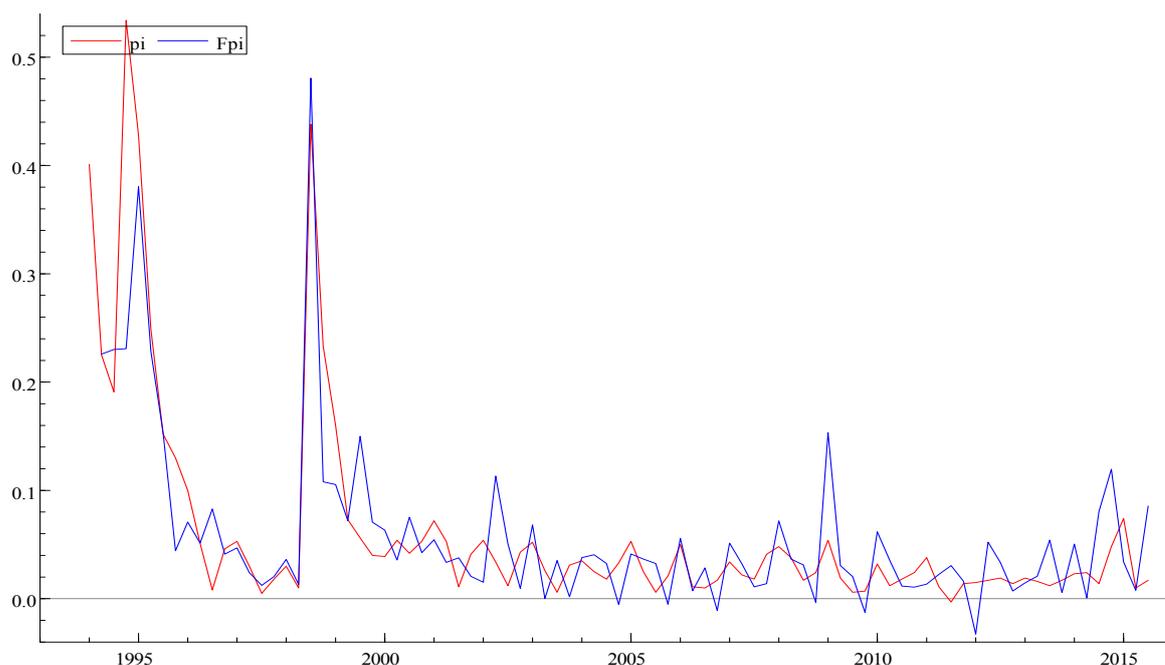
(4.05) (14.8) (9.52) (4.32) (-3.93)

Интегральные показатели для этой зависимости: $R^2 = 0.82$, $DW = 1.96$ – свидетельствуют о ее приемлемом качестве. Коэффициенты являются значениями показателей эластичности по соответствующим факторам.

Отметим, что фактор *eps* – темп изменения обменного курса доллара – является, по существу, монетарным. Факторы *piel*, *pioilp* отражают воздействие немонетарных шоков на динамику инфляции на потребительском рынке. Обращают на себя внимание высокие показатели эластичности темпа инфляции на потребительском рынке по факторам *piel*, *eps*. Протокол статистических расчетов этой модели приведен в Приложении 1.

Объясняющие переменные	Значение коэффициента	Значение <i>t</i> -статистик
Константа	0.0019	4.05
темп роста цен на бензин <i>pioilp</i>	0.0800	4.32
темп изменения обменного курса доллара <i>eps</i>	0.2788	14.8
темп изменения цен на электроэнергию, газ и воду для конечных потребителей <i>piel</i>	0.3945	9.52
сезонная дамми-переменная <i>Seas</i> (-2)	-0.033	-3.93
$R^2 = 0.82$		
$DW = 1.96$		

Таблица №3. Оценки параметров модели инфляции на потребительском рынке *pi*, 1995(1)-2015(3) (83 наблюдения)



**Рис.15. Темп инфляции на потребительском рынке (квартальные данные 1995(1)-2015(3)):
фактические значения (pi) и их расчет по модели (Fpi)**

Вновь мы сталкиваемся со скачком темпа инфляции в начале 2015 года. Объяснение этого скачка по приведенной модели хорошо отражает фактические данные.

Для сравнения коэффициентов модели для различных временных периодов были построены модели инфляции на потребительском рынке в периоды 1995(1)-2008(3) и 1995(1)-2013(3). Построенная эконометрическая модель по квартальным данным за период 1995(1)-2008(3) имеет вид (в скобках внизу – значения t -статистик для коэффициентов):

период 1995(1)-2008(3)

$$pi = 0.0017 + 0.2929eps + 0.4519piel + 0.0883pioilp - 0.0391Seas(-3)$$

(4.20) (15.15) (9.92) (3.92) (-3.72)

Интегральные показатели для этой зависимости: $R^2 = 0.88$, $DW = 1.72$ – свидетельствуют о ее приемлемом качестве. Коэффициенты являются значениями показателей эластичности по соответствующим факторам.

период 1995(1) - 2013(3)

$$pi = 0.0200 + 0.2946eps + 0.3828piel + 0.0886pioilp - 0.0338Seas(-3)$$

(4.33) (16.0) (9.68) (4.51) (-4.07)

$$R^2 = 0.85, DW = 1.61.$$

Мы видим, что коэффициенты эластичности по основным влияющим факторам обладают существенной устойчивостью. Это обстоятельство выгодно отличает построенную модель от известных попыток макроэконометрического объяснения динамики инфляции на потребительском рынке от денежных агрегатов с различными лагами (состав и значения этих лагов существенно меняются для различных временных периодов).

Приложение 1. Протоколы статистических расчетов моделей.

Modelling pippi by OLS

The estimation sample is: 1995(1) - 2015(3)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
Constant	0.00241577	0.004973	0.486	0.6285	0.0030
eps	0.0988082	0.02180	4.53	0.0000	0.2063
piel	0.474103	0.04802	9.87	0.0000	0.5523
pioile	0.288134	0.02299	12.5	0.0000	0.6653

sigma 0.0374806 RSS 0.110978902
 R² 0.816923 F(3,79) = 117.5 [0.000]**

Adj.R² 0.809971 log-likelihood 156.844
 no. of observations 83 no. of parameters 4
 mean(pippi) 0.0519157 se(pippi) 0.0859799

AR 1-5 test: F(5,74) = 1.2100 [0.3129]
 ARCH 1-4 test: F(4,75) = 1.8989 [0.1194]
 Normality test: Chi²(2) = 80.504 [0.0000]**
 Hetero test: F(6,76) = 12.242 [0.0000]**
 Hetero-X test: F(9,73) = 16.443 [0.0000]**
 RESET23 test: F(2,77) = 36.705 [0.0000]**
 RESET23 test: F(2,77) = 36.705 [0.0000]**

Modelling pi by OLS

The estimation sample is: 1995(1) - 2015(3)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
Constant	0.0187693	0.004629	4.05	0.0001	0.1741
eps	0.278848	0.01879	14.8	0.0000	0.7385
piel	0.394503	0.04144	9.52	0.0000	0.5375
pioilp	0.0800462	0.01854	4.32	0.0000	0.1929
Seasonal_2	-0.0331024	0.008421	-3.93	0.0002	0.1653

sigma 0.0322908 RSS 0.0813301569
 R² 0.821521 F(4,78) = 89.76 [0.000]**

Adj.R² 0.812369 log-likelihood 169.743
 no. of observations 83 no. of parameters 5
 mean(pi) 0.0487952 se(pi) 0.0745462

AR 1-5 test: F(5,73) = 0.76481 [0.5781]
 ARCH 1-4 test: F(4,75) = 0.20417 [0.9353]
 Normality test: Chi²(2) = 31.570 [0.0000]**
 Hetero test: F(7,75) = 8.7678 [0.0000]**
 Hetero-X test: F(10,72) = 6.1917 [0.0000]**
 RESET23 test: F(2,76) = 8.6692 [0.0004]**

Приложение 2. Список цитируемой литературы.

- [1] Айвазян С.А., Бродский Б.Е. (2006). Макроэконометрическое моделирование: подходы, проблемы, пример эконометрической модели российской экономики. *Прикладная эконометрика*, 2 (2), 85–111.
- [2] Бродский Б.Е. (2007). Деагрегированная макроэкономическая модель российской экономики в системе показателей ОКВЭД. <http://data.cemi.rssi.ru/GRAF/center/methodology/macroeconom/1.htm> (Макроэконометрическое моделирование. ЦСАП ЦЭМИ РАН).
- [3] Бродский Б. Е. (2006). О влиянии реального обменного курса рубля на российскую экономику. *Прикладная эконометрика*, 4 (4), 90–104.
- [4] Айвазян С. А., Бродский Б. Е., Сандоян Э. М., Восканян М. А., Манукян Д. Э. (2013) Макроэконометрическое моделирование экономик России и Армении, I, II. *Прикладная эконометрика*, 31(3,4).
- [5] Бродский Б.Е., Березняцкий А.Н. (2012). Анализ структурных сдвигов в модели российской инфляции. http://data.cemi.rssi.ru/GRAF/center/methodology/econometrics/download/WP_inflation.pdf (Эконометрическая теория и практика. ЦСАП ЦЭМИ РАН).
- [6] Айвазян С.А., Березняцкий А.Н., Бродский Б.Е. (2014). Макроэконометрическое моделирование экономик России и Армении. http://data.cemi.rssi.ru/GRAF/center/methodology/econometrics/download/dutch_beta.pdf (Эконометрическая теория и практика. ЦСАП ЦЭМИ РАН).
- [7] Бродский Б.Е. Эконометрический анализ факторов инфляции в России. <http://data.cemi.rssi.ru/GRAF/center/analytics/18.htm> (Аналитика. ЦСАП ЦЭМИ РАН).
- [8] Березняцкий А.Н. О динамике цен на внутреннем рынке продовольствия в России в 2008 году. <http://data.cemi.rssi.ru/GRAF/center/analytics/14.htm> (Аналитика. ЦСАП ЦЭМИ РАН).
- [9] Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2003 год. Центральный банк Российской Федерации.
- [10] Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2006 год. Центральный банк Российской Федерации.