
РЕГИОНАЛЬНЫЕ ПРОБЛЕМЫ

РЕГИОНАЛЬНЫЕ МОДЕЛИ ЦЕНОВЫХ ИНДЕКСОВ

© 2016 г. С.А. Айвазян, А.Н. Березняцкий, Б.Е. Бродский

(Москва)

В работе предложены многофакторные эконометрические модели российской инфляции. В качестве количественной оценки инфляционных процессов используются индексы потребительских цен в России. При анализе проблемы сделан упор как на монетарных факторах, нашедших свое отражение в динамике обменного курса рубля, так и на немонетарных – административно регулируемые тарифы, шоки спроса и предложения на рынке продовольствия. В данной работе авторы рассматривают региональный аспект проблемы: насколько модель общероссийской инфляции сохраняет свои свойства при переходе на региональный уровень, какие регионы резко отличаются от выбранной модели, усиливается ли значимость отдельных факторов модели при переходе на уровень регионов. Ключевым результатом работы является статистическая значимость факторов общероссийской модели инфляции для подавляющего большинства субъектов России.

Ключевые слова: индекс потребительских цен, инфляция, регионы России, эконометрические модели индексов цен.

Классификация JEL: E31, E37, R15.

1. ВВЕДЕНИЕ

Резкие изменения внешней среды в 2014–2016 гг., приведшие экономику России к состоянию кризиса, наравне с прочими проблемами заставили вновь заговорить о проблеме инфляции. В то время как в развитых экономиках на первый план вышла пугающая проблема возможной дефляции и перед властями, ответственными за проведение денежной политики, встает дилемма – есть ли пределы по раздуванию денежного предложения, а отдельные крупные финансовые игроки вводят плату за прием денежных средств на свои счета, в России продолжают дискуссии о том, приведет ли понижение ставок по кредитам или эмиссия дополнительных нескольких триллионов рублей к ускорению инфляции.

Отсутствие консенсуса по вопросу о факторах инфляции: влияют ли денежные агрегаты на динамику цен, если да, то каковы лаги механизмов денежной трансмиссии, какова роль валютного курса, административно регулируемых цен в инфляционных процессах, роль внешних шоков, – заставляет вновь обратиться к исследованию данной проблемы.

В данной работе мы решили взглянуть на проблему российской инфляции под несколько иным углом зрения, а именно рассмотреть региональный аспект проблемы. При этом нас интересуют вопросы, насколько модель общероссийской инфляции сохраняет свои свойства при переходе на региональный уровень, какие регионы резко отличаются от этой модели, усиливается ли значимость отдельных факторов модели российской инфляции при переходе на уровень регионов.

Анализ имеющейся литературы показывает, что в подобной постановке задача плохо изучена. Есть ряд работ, связанных с анализом региональной дифференциации цен с точки зрения принадлежности регионов к некоторому единому рынку (см., например, (Gluschenko, 2010, 2013)). Отдельные работы посвящены конкретному региону и не учитывают всех остальных (Шуметов, 2014; Gluschenko, 2001). Многие исследования носят описательный характер без построения моделей (см., например, (Киселева, Ильяшенко, 2012, 2015)). Наиболее близкой к нашей постановке задачи является работа (Данилова, Резепин, 2009), в которой исследуется проблема эффективности политики инфляционного таргетирования с учетом региональной специфики.

Для решения задачи была создана специализированная база данных по индексам цен на федеральном и региональном уровнях, разработаны алгоритмы обработки больших массивов информации в среде MATLAB, алгоритмы оценки моделей для значительного количества изучаемых объектов.

В статье рассматриваются агрегированные и региональные модели российских ценовых индексов. В частности, получены макроэконометрические модели индексов потребительских цен на страновом уровне и на уровне федеральных округов (включая Центральный, Северо-Западный, Южный, Приволжский, Уральский, Сибирский, Дальневосточный), выделены основные факторы, влияющие на динамику инфляции. К числу этих факторов мы относим как монетарные (динамика обменного курса доллар/рубль, динамика денежной массы), так и немонетарные (цены и тарифы естественных монополий, цена на нефть и продукты нефтепереработки).

Структура статьи такова: во введении обосновывается актуальность темы, проведен обзор имеющейся литературы по региональным ценовым индексам, дана постановка задачи. Далее рассматриваются агрегированные модели инфляции. Анализ начинается с теоретической модели, описывающей особенности экономического поведения типичного агента в переходной и развивающейся экономике. Затем строятся эконометрические модели инфляции, основанные на квартальных данных по России. В качестве одного из важнейших предикторов в этих моделях выбран фактор обменного курса доллара. В число других предикторов включены немонетарные факторы: темпы роста тарифов на электроэнергию, газ и воду, темпы изменения цен на нефтепродукты. После этого в статье делается переход от квартальных к помесечным эконометрическим моделям инфляции. Для помесечных данных необходимо дальнейшее уточнение спецификации эконометрической модели. В частности, в число предикторов модели включен показатель темпа изменения цен на плодоовощную продукцию, отражающий, помимо транспортных расходов, сезонные факторы инфляции, существенные на помесечном уровне, а также факторы шоков на мировом продовольственном рынке.

Далее полученные агрегированные модели тестируются на различных временных интервалах. Оказалось, что коэффициенты этих моделей обладают существенной устойчивостью к кризисным явлениям, что дает основание для дальнейшего тестирования выбранной спецификации модели на уровне федеральных округов. Положительный результат этого тестирования свидетельствует о значимости выбранных факторов инфляции (как монетарных, так и немонетарных) и правомерности использования данных моделей на региональном уровне. Финальный шаг: построение моделей для показателя индекса цен на потребительском рынке экономических регионов России. Удивительным итогом проведенного исследования является значимость регрессионных коэффициентов при выбранных факторах инфляции для всех регионов России.

2. ПРЕДВАРИТЕЛЬНЫЕ СООБРАЖЕНИЯ ОТНОСИТЕЛЬНО ПРЕДМЕТА ИССЛЕДОВАНИЯ

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 (ИПЦ). 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 ожидать *ceteris paribus*¹, 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 (рис 2).

Как видно из графика на 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

¹ При допущении, что все другие условия, кроме ранее указанных, остаются идентичными (*лат.*).

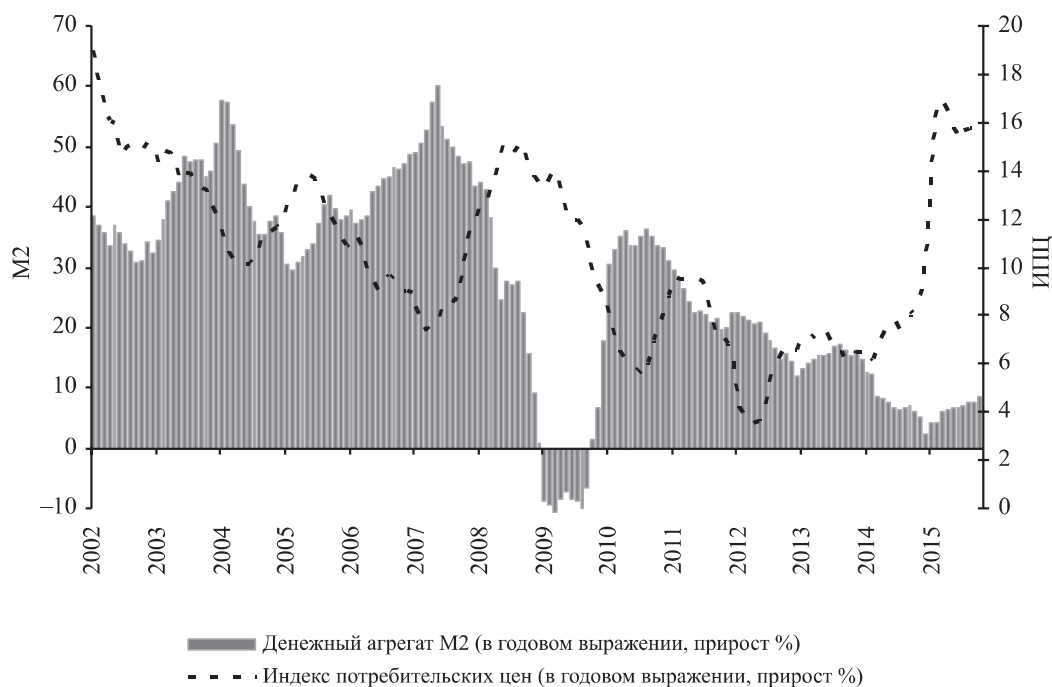


Рис. 1. Индекс потребительских цен в (ИПЦ) России в сравнении с динамикой денежного агрегата M2

Источники: Банк России, Федеральная служба государственной статистики России.

периодов роста цен. На рис. 1 в динамике денежного предложения ярко выражено два периода: *до* 2008 г. темпы роста денежных агрегатов варьируются около 30% со скачками до 60%; *после* 2008 г. наблюдается понижательная тенденция в изменении денежного предложения. При этом ситуация с ценами диаметрально противоположная: *до* 2008 г. наблюдается понижательный тренд в ценовой динамике, *после* 2008 г. — устойчивый рост цен (рис. 2).

В этой связи любопытно, что упоминание лагов в воздействии денежных агрегатов на уровень цен в основном программном документе Банка России² было лишь несколько раз — в документе от 2003 и 2006 г. И очень примечательно, каким текстом это сопровождалось: “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 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” (Основные направления..., 2002); “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 усло-

² Имеются в виду (Основные направления..., 2002, 2005).

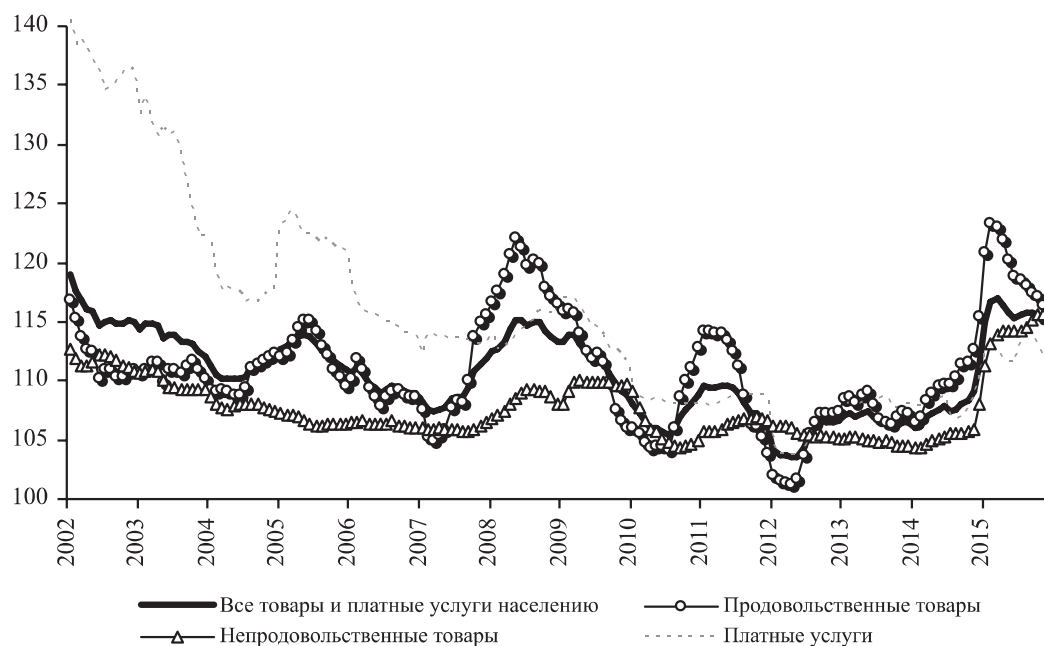


Рис. 2. Индекс потребительских цен и декомпозиция индекса на подгруппы (показатели в годовом выражении), % к предыдущему году

Источник: Федеральная служба государственной статистики России.

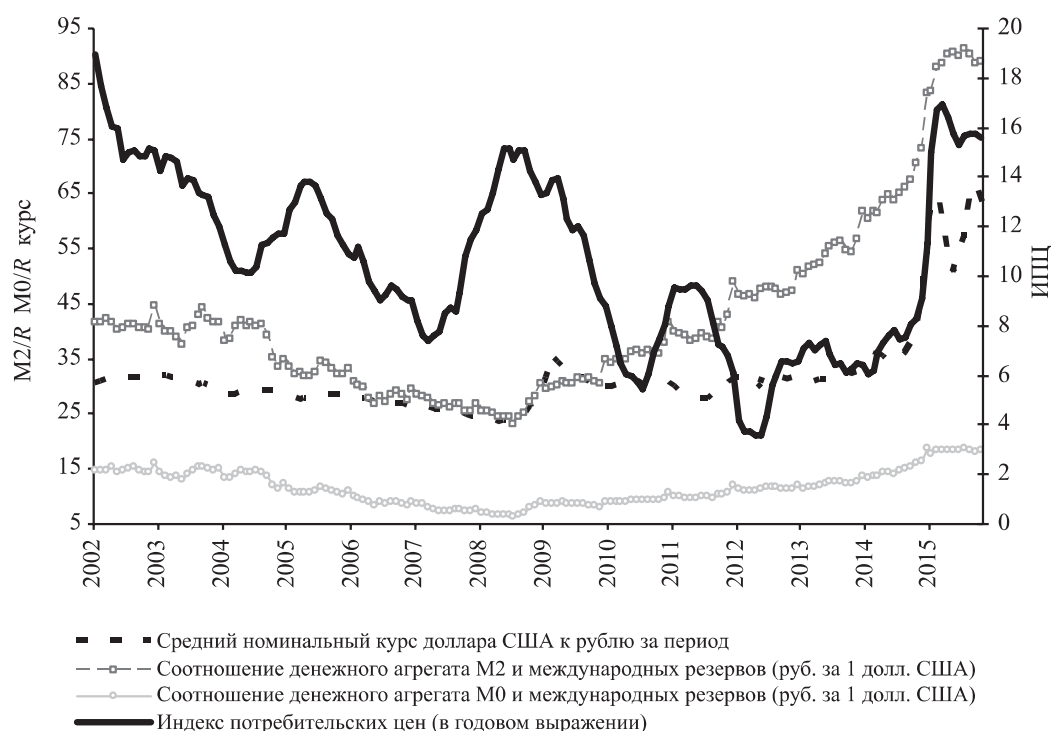


Рис. 3. Индекс потребительских цен в России в сравнении с динамикой денежных агрегатов, международных резервов и курсом доллара США

Источники: Банк России, Федеральная служба государственной статистики России.

вий и среднесрочного тренда инфляции, а прогнозные границы прироста денежной массы не являются жестко заданными” (Основные направления..., 2005).

Остановимся подробнее на тезисе “Выбранный режим валютного курса...”. Посмотрим внимательно на рис. 3–4.

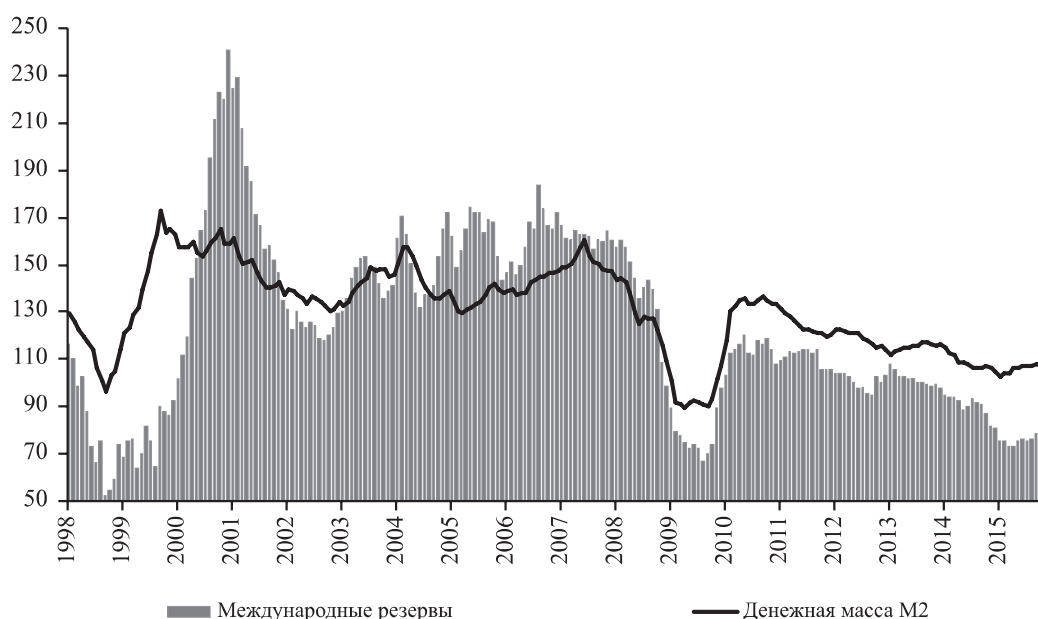


Рис. 4. Денежный агрегат M2 и международные резервы России (показатели в годовом выражении), % к предыдущему году

Источник: Банк России.

На рис. 4. отражены годовые темпы изменения объемов международных резервов в России и денежного агрегата M2.

Тогда как на рис. 3 помимо ИПЦ и курса доллара США в России приведены временные ряды: отношение денежного агрегата M0 в абсолютном выражении к международным резервам и расчетный показатель для M2. Невооруженным глазом видно, 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 M0 к резервам, верхняя – в виде отношения M2 к резервам). Следование подобной политике привело к тому, что в 2009 г. 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 г., когда сокращение поступлений в международные резервы страны стало угрожать полным схлопыванием денежной массы в стране).

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.

Любопытно, что примерно с 2002 г. в публикациях, посвященных проблемам инфляции в России, начинают доминировать работы, в которых анализируется роль валютного курса при формировании индексов цен (Вдовиченко, 2003; Вдовиченко и др., 2003; Шмыкова, Сосунов, 2005; Кадыров, 2010; Катаринова, 2010). Появляются публикации с анализом эндогенности (в различных смыслах) денежного предложения в России (Трунин, Ващелюк, 2015). В работе (Пономаренко, 2016) прямо утверждается, что в условиях свободного курсообразования и отсутствия целей по накоплению золотовалютных резервов у центрального банка операции с внешним сектором скорее всего не будут играть значительной роли в формировании денежного предложения (ситуация... обратная той, что доминировала в 2002–2015 гг. в России). Ряд работ отмечает асимметричность эффекта переноса валютного курса в России (Пономарев и др., 2014), что зачастую также наблюдается при воздействии изменения объемов денежного предложения на динамику цен.

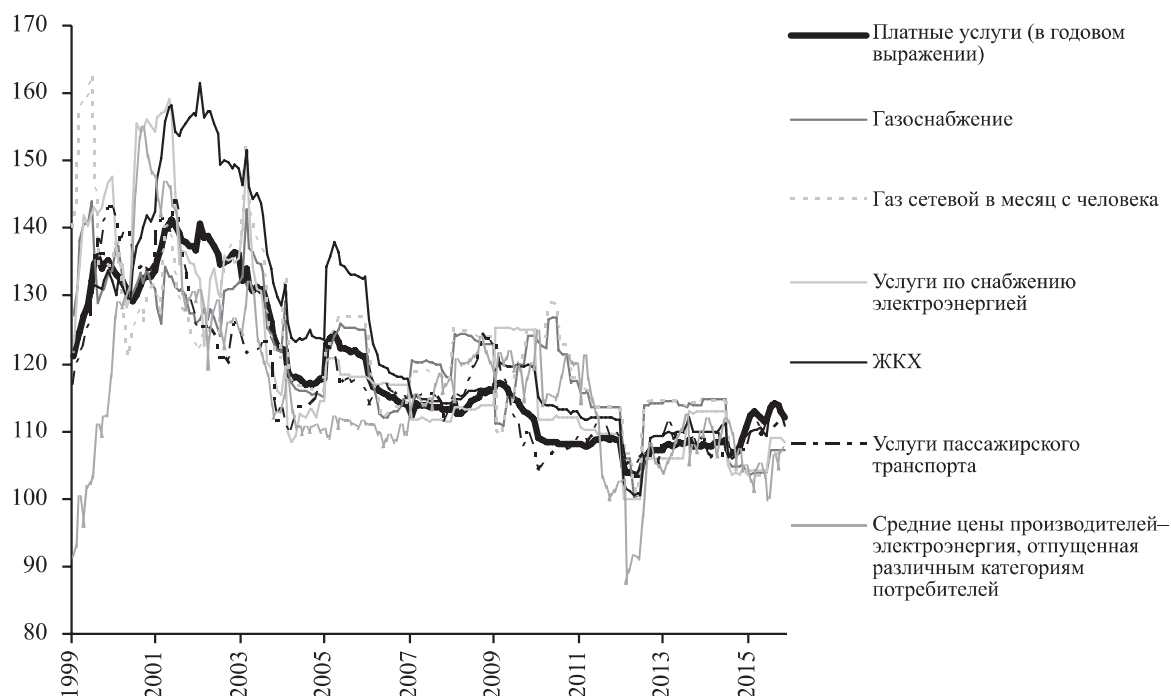


Рис. 5. ИПЦ в группе платных услуг населению в России в сравнении с регулируемыми тарифами (показатели в годовом выражении), % к предыдущему году

Источник: Федеральная служба государственной статистики.

Отдельно стоит упомянуть работу (Sosunov, Zamulin, 2007), где описывается механизм поведения денежных властей в условиях наличия симптомов голландской болезни в экономике страны. В случае отсутствия специальных фондов по аккумулярованию избытка валютной выручки центральный банк ориентируется в своих действиях на динамику реального обменного курса национальной валюты, осуществляя покупки и продажи на валютном рынке, при этом ориентиры по уровню инфляции будут вторичными.

Если валютный курс является якорем цен и определяет базовую траекторию их движения, возникает вопрос, какие факторы формируют выбросы значений цен, наблюдающиеся в виде характерных бугров на рис. 2. Рассмотрим выбросы в индексе цен на платные услуги населению (рис. 5). Как видно, наличие выбросов полностью определяется соответствующими импульсами со стороны регулируемых тарифов: ЖКХ, пассажирский транспорт, электроэнергия и др.

На рис. 6 приведен временной ряд индекса цен на платные услуги населению в двух формах – в годовой и месячной – 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 г. не замедлила сказаться на снижении инфляции в стране, отсрочив перегиб в траектории цен с 2008–2009 гг. на 2013 г.

3. АГРЕГИРОВАННЫЕ МОДЕЛИ ИНФЛЯЦИИ

Существующие монетаристские модели инфляции основаны на статистических данных XIX–XX вв. и плохо отражают современную реальность (что, впрочем, нисколько не смущает убежденных сторонников этих моделей). Реальность переходных и развивающихся экономик XX–XXI вв. говорит о множестве разнородных факторов, предопределяющих динамику основных ценовых индексов, включая монетарные и немонетарные факторы. Далее будут построены совершенно разные модели основного индекса цен на потребительском рынке (*CPI*), основанные на квартальной и помесечной информации, для различных временных интервалов, с учетом и без учета кризисных явлений, агрегированные (страновой уровень) и дезагрегированные (регионы), которые объединяет общая идея: для построения адекватных моделей инфляционных

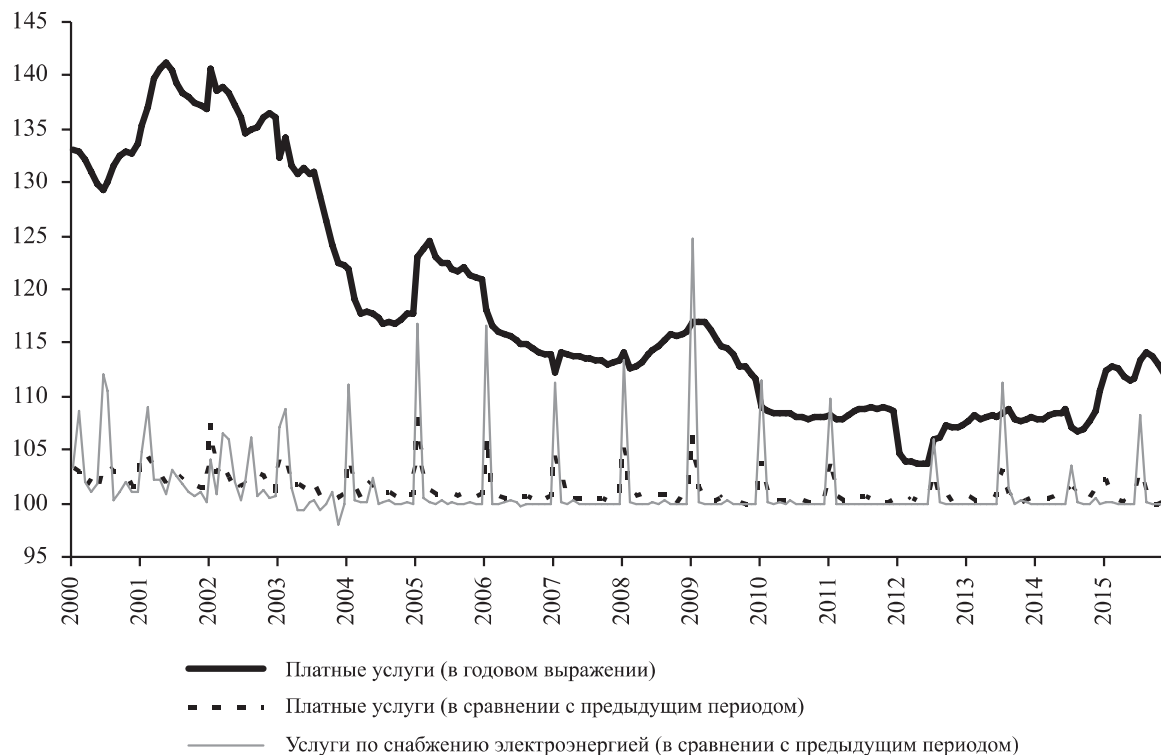


Рис. 6. ИПЦ в группе платных услуг населению в России в сравнении с ценами на услуги по снабжению электроэнергией

Источники: Федеральная служба государственной статистики, Банк России.

процессов необходим учет как монетарных, так и немонетарных факторов. Динамика денежной массы зачастую является вторичным фактором при объяснении динамики инфляции.

3.1. Построение эконометрической модели российской инфляции

В отличие от большинства известных попыток эконометрического моделирования российской инфляции, основанных на включении различных лагов от денежных агрегатов в качестве предикторов для инфляции (см., в частности, (Nikolic, 2006)), далее будут построены эконометрические модели для показателей темпа инфляции на потребительском рынке, включающие как монетарные, так и немонетарные факторы.

Как было показано в разд. 2, на протяжении большей части рассматриваемого периода ориентир на накопление золотовалютных резервов совместно с политикой валютного курса являлись доминирующими в действиях монетарных властей в России. Вместе с тем ряд публикаций по проблемам инфляции и денежной политики в России связан с анализом эффекта долларизации экономик и поведением экономических агентов в подобной ситуации (Oomes, Ohnsorge, 2005). В работе (Brown et al., 2013) проанализирован уровень долларизации отдельных субъектов России в зависимости от уровня инфляции и подтверждена статистическая связь между более высокими темпами роста цен в регионе и большей долей иностранной валюты в совокупных сбережениях домашних хозяйств.

Учитывая вышесказанное, рассмотрим модель, описывающую экономическое поведение типичного агента в российской экономике (Березняцкий, Бродский, 2012). Этим экономическим агентом может быть физическое лицо, коммерческий банк или предприятие. Агенты часть своих активов хранят в рублях, часть – в валюте (долларах, евро и т. п.). На содержательном уровне ясно, что предпочтения экономических агентов между этими формами сбережений будут определяться динамикой ключевых макроэкономических и финансовых индикаторов, прежде всего динамикой инфляции и обменного курса, т. е. $\pi = p_{t+1} / p_t - 1$, $\varepsilon = e_{t+1} / e_t - 1$, где π, ε – темп инфляции и изменение обменного курса соответственно; $t, t + 1$ – последовательные временные интервалы.

Допустим, что реальные активы экономического агента в момент t равны W_t . Задача состоит в описании динамики величины W_t . Пусть доля валютных активов экономического агента в момент t равна $1 - k$. Тогда реальные активы в момент $t + 1$:

$$W_{t+1} = kW_t \frac{p_t}{p_{t+1}} + (1-k)W_t \frac{p_t}{p_{t+1}} \frac{e_{t+1}}{e_t}.$$

В такой постановке задача оптимизации портфеля сбережений экономического агента сводится к $W_{t+1} \rightarrow \max_{k_{min} < k < 1}$, где $k_{min} > 0$ – ограничение по ликвидности активов в национальной валюте.

Пусть $\pi > 0$ (темпы инфляции в переходных экономиках, как правило, положительны). Тогда оптимальный выбор k сводится к:

$$k^* = \begin{cases} k_{min}, & \varepsilon > 0; \\ 1, & \varepsilon \leq 0. \end{cases}$$

При условии $\varepsilon > 0$ оптимальный темп роста реальных активов $w = \varepsilon(1 - k_{min}) - \pi$. Отметим, что данное уравнение справедливо при любых соотношениях между темпом инфляции и динамикой обменного курса: при очень высоких темпах инфляции и отсутствии существенного роста обменного курса реальные активы экономических агентов начинают сокращаться; при опережающем росте обменного курса по сравнению с темпом инфляции реальные активы экономических агентов возрастают. Другими словами, эта зависимость описывает как тезаврационный, так и спекулятивный мотивы поведения экономических агентов в переходной экономике с существенной долларизацией хозяйственного оборота.

Темп роста валютной составляющей реальных активов в портфеле экономического агента равен $curr = (1 - k_{min})(\varepsilon - \pi) - k_{min}$.

Существенный вывод состоит в том, что с увеличением разности $\varepsilon - \pi$ возрастает спрос на валюту и уменьшается спрос на деньги (национальную валюту). На макроэкономическом уровне это означает, что в переходных экономиках спекулятивный мотив спроса на деньги у экономических агентов отличается от аналогичного мотива агентов в рыночных экономиках. Вместо фактора процентной ставки, влияющего на межвременные предпочтения ликвидности, на первый план выходит фактор $\varepsilon - \pi$, влияющий на степень долларизации финансовых активов экономических агентов. Далее мы проанализируем макроэкономические следствия этого факта. Традиционный вид функции спроса на деньги $M/P = L(Y, R)$, где M – объем денежной массы в экономике, P – уровень цен, Y – агрегированный выпуск, R – номинальная процентная ставка, для переходной экономики должен быть преобразован в виде $M/P = L(Y, \varepsilon - \pi)$. Содержательный смысл этого уравнения отражает характерную особенность предпочтений населения и коммерческих банков в переходных экономиках: чем выше значение фактора $\varepsilon - \pi$, тем больше спрос населения и банков на валюту и тем меньше спрос на деньги (рублевую массу).

Переходя в последнем уравнении к темпам изменения входящих в него переменных, получаем зависимость для темпа прироста денежной массы:

$$\mu = \pi + \alpha g - \beta(\varepsilon - \pi), \quad \alpha, \beta > 0, \quad (1)$$

где $\mu = M_{t+1}/M_t - 1$ и $g = Y_{t+1}/Y_t - 1$ – темп изменения объема денежной массы и агрегированного выпуска соответственно.

Уравнение (1) позволяет анализировать характер взаимосвязей между темпом изменения денежной массы, темпом инфляции и темпом роста курса доллара на различных этапах денежно-кредитной политики в переходной экономике.

1. *Начальный этап финансового регулирования.* На начальном этапе либерализации цен и внешней торговли в переходной экономике темпы инфляции очень высоки и валюта становится основным средством защиты сбережений населения. Соответственно спрос на валюту населения и коммерческих банков очень высок, нормы законодательства в денежно-кредитной сфере разви-

ты весьма слабо, и, как результат, темп роста курса доллара превышает темп инфляции, т.е. $\varepsilon > \pi$. При этом трансформационный спад в переходной экономике приводит к тому, что темпы изменения агрегированного выпуска становятся отрицательными, т.е. $g < 0$. Из уравнения (1) с учетом этих замечаний получим $\varepsilon > \pi > \mu$, т.е. темп роста денежной массы ниже темпа инфляции.

2. *Этап финансовой стабилизации.* На этапе финансовой стабилизации для ограничения темпов инфляции правительство и ЦБ переходят к использованию номинальных якорей – обменного курса и заработной платы. Введение валютного коридора в России в июне–июле 1995 г. привело к тому, что темп инфляции начал стабильно превышать темп роста курса доллара, т.е. $\varepsilon < \pi$. При этом темпы спада производства значительно уменьшились, т.е. $g \approx 0$. Из уравнения (1) получим неравенство $\mu > \pi > \varepsilon$, т.е. темп роста денежной массы начинает превышать темп инфляции. Отсюда следует, что монетаристский вывод об однозначной зависимости темпа инфляции от темпа роста денежной массы неверен для переходной экономики с доминированием эффекта долларизации финансового и коммерческого оборота. Поэтому макроэкономическую политику в России накануне финансового кризиса августа–сентября 1998 г., направленную на снижение инфляции путем ограничения темпов роста денежной массы, следует признать неудачной и спровоцировавшей масштабный финансовый кризис.

3. *Финансовый кризис 1998 г.* В результате этого кризиса развитие российской финансовой системы было отброшено на уровень 1993–1994 гг. После 17 августа 1998 г. произошел резкий скачок обменного курса, индуцировавший (через удорожание потребительского импорта) быстрый рост потребительских цен в России. Затем в ноябре–декабре 1998 г. началась медленная адаптация объема денежной массы к возросшему уровню цен. Таким образом, после кризиса российская финансовая система вернулась в состояние 1993 г., когда выполнялось соотношение $\varepsilon > \pi > \mu$.

4. *Период посткризисного развития 2000–2007 гг.* Этот период можно подразделить на этап активного импортозамещения (1999–2001) и этап нефтяного бума в России (2002–2007). Для нас важно, что существенное укрепление рубля в номинальном и реальном выражении, происходившее на этих этапах, приводило к тому, что темп инфляции стабильно превышал темп роста валютного курса (имеется в виду номинальный обменный курс доллара и евро), т.е. $\varepsilon < \pi$. Тогда, согласно уравнению (1), получим, что в 2000–2007 гг. темп роста денежной массы существенно превышал темп инфляции, т.е. $\mu > \pi > \varepsilon$.

Если присмотреться к графикам данных, приведенных на рис. 7–8, можно заметить странную закономерность: в периоды экономических кризисов в России (октябрь–ноябрь 1998 г., осень 2008 г., конец 2014 г.) наблюдается превышение темпов роста обменного курса доллара над темпом инфляции и превышение темпа инфляции над темпом изменения объемов денежной массы.

В периоды макроэкономической стабилизации картина меняется на прямо противоположную. Объяснение этих странных явлений можно дать на основе приведенной выше модели.

5. *Мировой финансово-экономический кризис 2008–2009 гг.* В этот период снова выполняется соотношение $\varepsilon > \pi > \mu$.

6. *Этап посткризисного восстановления 2009–2014 гг.:* $\mu > \pi > \varepsilon$.

7. *Финансово-экономический кризис в России 2014–2015 гг.:* $\varepsilon > \pi > \mu$.

Итак, мы проследили парадоксальный характер взаимосвязи между темпом инфляции и темпом роста денежной массы в России на протяжении длительного исторического периода (1993–2015 гг.). Бессилие чисто монетаристских описаний этой взаимосвязи обусловлено только одним, но чрезвычайно существенным экономическим фактором: экономика России, как и многих других стран, подвергшихся радикальным экономическим реформам начала 1990-х годов, в значительной степени долларизована, т.е. зависит от характера притока валюты (доллар, евро) в страну. Валюта обслуживает как открытый, так и теневой экономический обмен. Поэтому для объяснения характера взаимосвязи между темпом инфляции и темпом роста денежной массы в России необходимо учитывать фактор валютного курса.

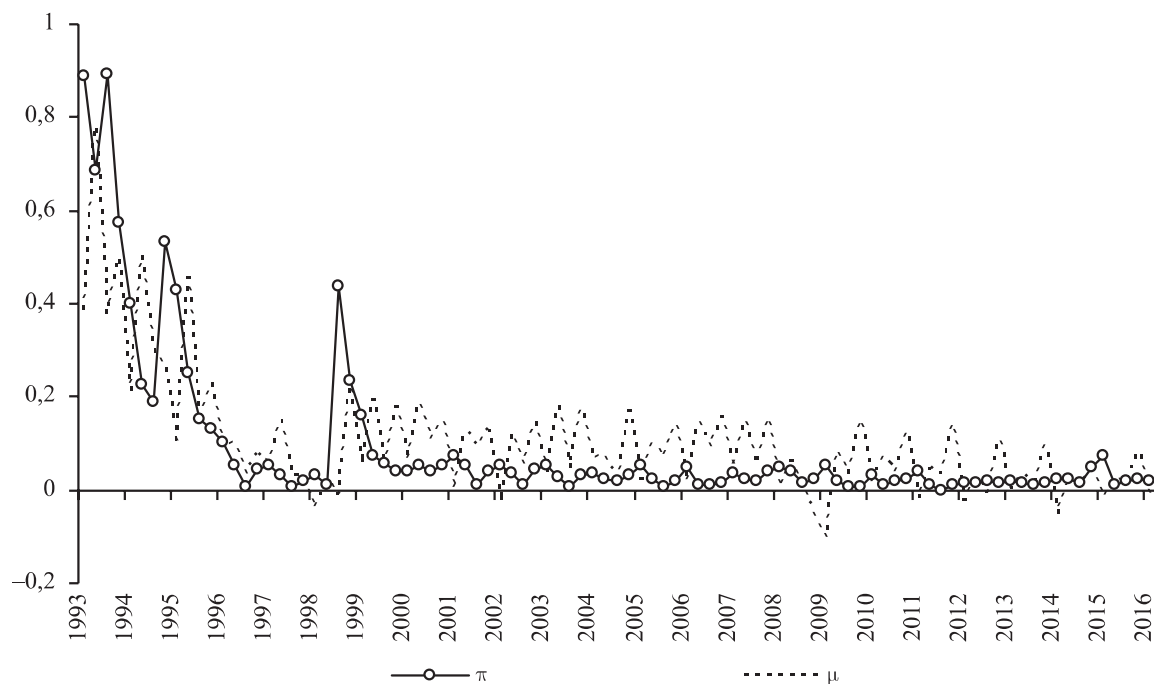


Рис. 7. Динамика темпов изменения объемов денежной массы (μ) и темпа инфляции (π) в России 1993–2016 гг. (квартальные данные)

Источники: Федеральная служба государственной статистики, Банк России.

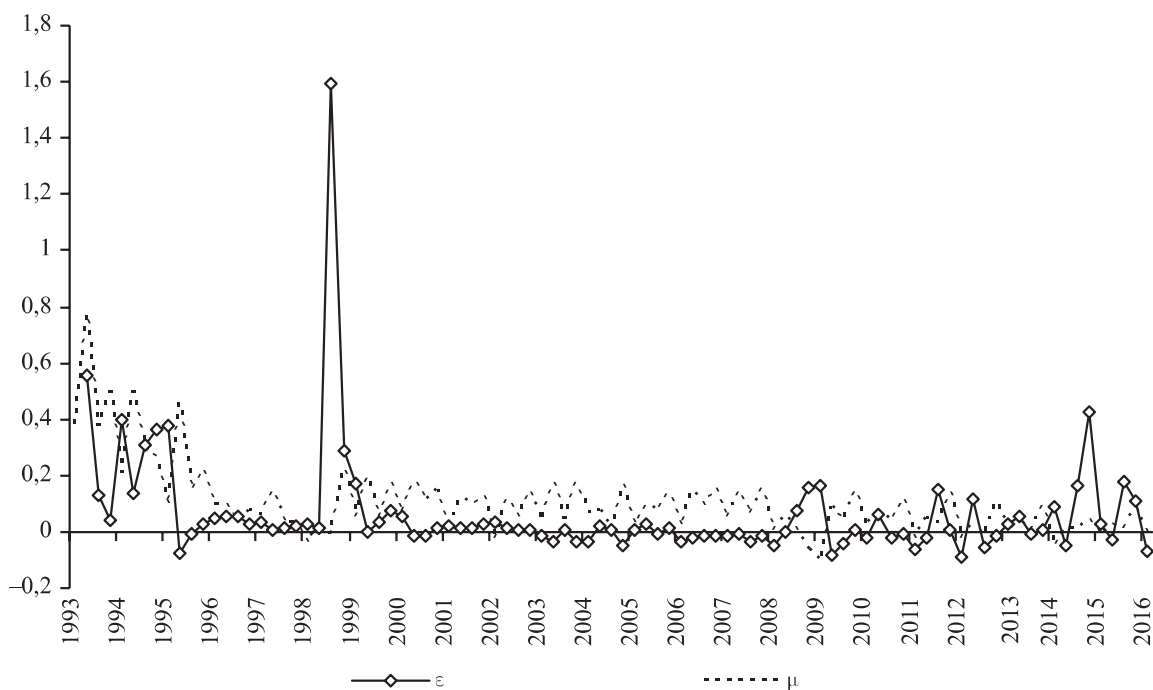


Рис. 8. Динамика темпов изменения объемов денежной массы (μ) и обменного курса доллара (ϵ) в России 1993–2016 гг. (квартальные данные)

Источник: Банк России.

3.2. Инфляция на потребительском рынке

3.2.1. Квартальные данные

Для построения модели была использована выборка квартальных данных 1995 (I кв.) – 2015 (III кв.), включающая следующие показатели: pi – темп инфляции на потребительском рынке; $pioilp$ – темп роста цен на бензин; eps – темп изменения обменного курса доллара; $piel$ – темп изменения цен на электроэнергию, газ и воду для конечных потребителей; $Seas$ – сезонная дамми-переменная, например $Seas(-3)$ – сезонность в IV квартале.

Проверка этих временных рядов на единичные корни по ADF-критерию подтвердила гипотезу стационарности. Полученная регрессионная зависимость на интервале квартальных данных 1995 (I кв.)–2015 (III кв.) приведена в табл. 1, рис. 9.

Интегральные показатели для этой зависимости ($R^2=0,81$, $DW=1,96$) свидетельствуют о ее приемлемом качестве. Коэффициенты являются значениями показателей эластичности по соответствующим факторам.

Отметим, что фактор eps 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 . Для сравнения коэффициентов модели для различных временных периодов были построены модели инфляции на потребительском рынке в периоды 1995 (I кв.)–2008 (III кв.) и 1995 (I кв.)–2013 (III кв.) (табл. 2). Интегральные показатели для этих зависимостей ($R^2=0,88$, $DW=1,72$; $R^2=0,85$; $DW=1,61$) свидетельствуют об их приемлемом качестве. Коэффициенты являются значениями показателей эластичности по соответствующим факторам. Мы видим, что коэффициенты этих моделей изменяются весьма незначительно на различных временных интервалах. Это позволяет судить об устойчивости выделенных факторов инфляции в России.

3.2.2. Помесячные данные

Построенная модель была апробирована на месячных данных о динамике инфляционных процессов. Для месячных данных целесообразно детализировать информацию о влиянии немонетарных факторов на динамику инфляции. Ниже приводятся результаты эконометрического моделирования инфляции в России: объем выборки – 1996 (февраль)–2013 (сентябрь), 224 наблюдения;

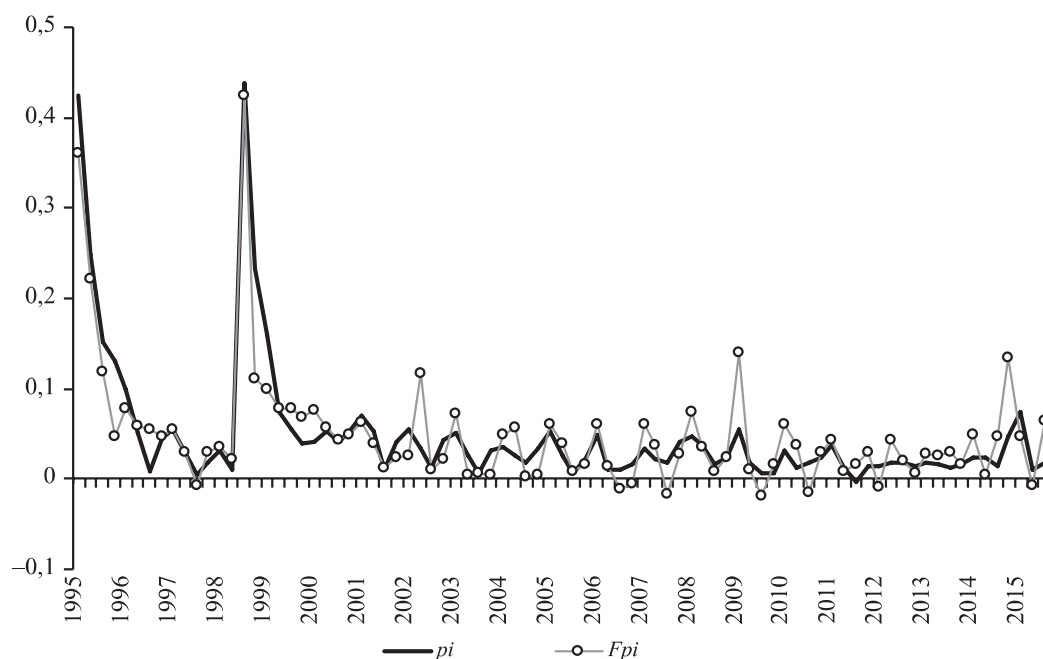


Рис. 9. Темп инфляции на потребительском рынке (квартальные данные) для I квартала 1995 г. – III квартал 2015 г.: фактические значения (pi) и их расчет по модели (Fpi)

Источник: расчеты авторов.

Таблица 1. Параметры регрессионной модели общероссийской инфляции, квартальные данные

Зависимая переменная – темп прироста индекса потребительских цен (pi)	
Объясняющая переменная	Коэффициент
Константа	0,0188*** (0,0046)
Темп прироста номинального обменного курса доллара США, eps	0,2788*** (0,0188)
Темп прироста цен на электроэнергию, газ и воду для конечных потребителей, $piel$	0,3945*** (0,0414)
Темп прироста цен на бензин, $pioilp$	0,0800*** (0,0185)
Фиктивная переменная сезонности	-0,0331*** (0,0084)

Объем выборки 83 наблюдения, I квартал 1995 г. – III квартал 2015 г.

$R^2 = 0,81$; $F(4, 78) = 89,76^{**}$; $DW=1,96$;

$AR1-5$ test: $F(5, 73) = 0,7648$; $ARCH$ 1–4 test: $F(4, 75) = 0,2042$

Примечание. В скобках указаны значения стандартных ошибок; символами *** отмечены значимости на 1%-ном уровне.

Таблица 2. Параметры регрессионной модели для темпа прироста индекса потребительских цен в России pi (квартальные данные)

Зависимая переменная – темп прироста индекса потребительских цен (pi)		
Объясняющая переменная	Коэффициент	
	1995 (I кв.)–2008 (III кв.)	1995 (I кв.)–2013 (III кв.)
Константа	0,0017*** (0,0004)	0,0200*** (0,0046)
Темп прироста номинального обменного курса доллара США, eps	0,2929*** (0,0193)	0,2946*** (0,0184)
Темп прироста цен на электроэнергию, газ и воду для конечных потребителей, $piel$	0,4519*** (0,0456)	0,3828*** (0,0395)
Темп прироста цен на бензин, $pioilp$	0,0883*** (0,0225)	0,0886*** (0,0196)
Фиктивная переменная сезонности	-0,0391*** (0,0105)	-0,0338*** (0,0083)
Интегральные показатели	Объем выборки 55 наблюдений; $R^2=0,88$; $DW=1,72$	Объем выборки 75 наблюдений; $R^2=0,85$; $DW=1,61$

Примечание. В скобках указаны значения стандартных ошибок; символами *** отмечены значимости на 1%-ном уровне.

$$pi = 0,0039 + 0,2543eps + 0,08763piel + 0,071598piplod + 0,17478pimilk - 0,051477i2009p1,$$

(7,95) (33,27) (3,24) (8,26) (6,87) (-6,11)

где pi^* – ежемесячный темп инфляции в России (индекс потребительских цен в форме приращения); eps^* – темп изменения номинального курса доллара США (официальный курс доллара США в форме приращения); $piel^*$ – темп изменения индекса тарифов в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды; $piplod^*$ – темп изменения цен на плодоовощную продукцию;

Таблица 3. Параметры регрессионной модели общероссийской инфляции, месячные данные

Зависимая переменная – темп прироста индекса потребительских цен, pi	
Объясняющая переменная	Коэффициент
Константа	0,0038*** (0,0008)
Темп прироста номинального обменного курса доллара США, eps	0,1559*** (0,0119)
Темп прироста цен на плодоовощную продукцию, $piplod$	0,0465*** (0,0103)
Темп прироста цен на молоко и молочную продукцию, $pimilk$	0,2961*** (0,0265)
Темп прироста цен на электроэнергию, газ и воду для конечных потребителей, $piel$	0,2120*** (0,0211)
Объем выборки – 254 наблюдения, январь 1995 г. – февраль 2016 г.; $R^2 = 0,85$; $F(4, 249) = 363,2^{**}$; $AR1-7$ test: $F(7, 242) = 8,2089^{**}$; $ARCH$ 1–7 test: $F(7, 240) = 1,7842$ [0,0911]	

Примечание. В скобках указаны значения стандартных ошибок; символами ***, **, * отмечены значимости на 1-, 5-, 10%-ном уровнях соответственно.

$pimilk^*$ – темп изменения цен на молоко и молочную продукцию; $i2009p1$ – фиктивная переменная (индикатор), отражающая влияние мирового финансового кризиса на экономику России (табл. 3).

Примечание. Проверка рядов, отмеченных “***”, на стационарность по ADF-тесту (Augmented Dickey-Fuller test) подтвердила гипотезу их стационарности на уровне ошибки 5%.

Интегральные критерии этой модели ($R^2 = 0,93$, $DW = 1,66$) свидетельствуют о ее приемлемом качестве.

Таким образом, эластичность инфляции на потребительском рынке по курсу доллара составляет 29%, по тарифам на электроэнергию, газ и воду – 8%, по ценам на плодоовощную продукцию – 7,1%, по ценам на молоко и молочную продукцию – 17,5%. Последний фактор в данной зависимости: мгновенная фиктивная переменная $i2009p1$ позволяет непосредственно учесть влияние мирового финансового кризиса на инфляцию в России.

С помощью полученной зависимости можно выделить основные группы факторов, формирующие темп инфляции в России:

- 1) связанные с монетарной и валютной политикой (eps);
- 2) связанные с ценовой и тарифной политикой в электроэнергетике и отраслях естественных монополий ($piel$);
- 3) связанные с мировой конъюнктурой на рынке продовольствия ($pimilk$);
- 4) сезонные ($piplod$).

Факторы eps оказывают наиболее существенное влияние на динамику российской инфляции на потребительском рынке (эластичность 29%). По этой причине существенное снижение темпов роста курса доллара оказало явно выраженный замедляющий эффект на динамику инфляции на потребительском рынке России в 2009 г.

3.3. Модели по федеральным округам

Рассмотренная выше спецификация модели инфляции на потребительском рынке, апробированная на помесечных страновых индексах цен, находит полное подтверждение в моделях инфляции на потребительском рынке для федеральных округов (табл. 4).

Характерной чертой полученных моделей является статистически значимая зависимость темпов инфляции на потребительском рынке от темпов роста обменного курса доллара. При этом

Таблица 4. (Продолжение)

Зависимая переменная – темп прироста индекса потребительских цен, pi		
Объясняющая переменная	Коэффициент	Интегральные критерии
Центральный федеральный округ		
Константа	0,0055*** (0,0003)	Объем выборки 168 наблюдений, февраль 2002 г.– январь 2016 г.; $R^2 = 0,78$; $F(4, 163) = 144,0^{**}$; $AR1-7 \text{ test: } F(7, 156) = 12,335^{**}$; $ARCH 1-7 \text{ test: } F(7, 154) = 9,1136^{**}$
Темп прироста номинального обменного курса доллара США, eps	0,0160*** (0,0047)	
Темп прироста цен на плодоовощную продукцию, $piplod$	0,0571*** (0,0033)	
Темп прироста цен на молоко и молочную продукцию, $pimilk$	0,1299*** (0,0180)	
Темп прироста цен на электроэнергию, газ и воду для конечных потребителей, $piel$	0,0683*** (0,0063)	
Северо-Западный федеральный округ		
Константа	0,0055*** (0,0003)	Объем выборки 168 наблюдений, февраль 2002 г.– январь 2016 г.; $R^2 = 0,76$; $F(4, 163) = 127,9^{**}$; $AR1-7 \text{ test: } F(7, 156) = 9,2755^{**}$; $ARCH 1-7 \text{ test: } F(7, 154) = 1,8667$
Темп прироста номинального обменного курса доллара США, eps	0,0185*** (0,0053)	
Темп прироста цен на плодоовощную продукцию, $piplod$	0,0677*** (0,0039)	
Темп прироста цен на молоко и молочную продукцию, $pimilk$	0,1445*** (0,0208)	
Темп прироста цен на электроэнергию, газ и воду для конечных потребителей, $piel$	0,0600*** (0,0074)	
Южный федеральный округ		
Константа	0,0061*** (0,0003)	Объем выборки 166 наблюдений; апрель 2002 г.– январь 2016 г.; $R^2 = 0,76$; $F(4, 161) = 130,4^{**}$; $AR1-7 \text{ test: } F(7, 154) = 16,584^{**}$; $ARCH 1-7 \text{ test: } F(7, 152) = 5,8992^{**}$
Темп прироста номинального обменного курса доллара США eps_1 , взятый с лагом 1 мес.	0,0239*** (0,0055)	
Темп прироста цен на плодоовощную продукцию, $piplod$	0,0648*** (0,0035)	
Темп прироста цен на молоко и молочную продукцию, $pimilk$	0,0800*** (0,0145)	
Темп прироста цен на электроэнергию, газ и воду для конечных потребителей, $piel$	0,0508*** (0,0070)	
Приволжский федеральный округ		
Константа	0,0058*** (0,0003)	Объем выборки 167 наблюдений; март 2002 г.– январь 2016 г.; $R^2 = 0,74$; $F(4, 162) = 113,5^{**}$; $AR1-7 \text{ test: } F(7, 155) = 9,7284^{**}$; $ARCH 1-7 \text{ test: } F(7, 153) = 2,1147^{**}$
Темп прироста номинального обменного курса доллара США eps_1 , взятый с лагом 1 мес.	0,0186*** (0,0051)	
Темп прироста цен на плодоовощную продукцию, $piplod$	0,0548*** (0,0036)	
Темп прироста цен на молоко и молочную продукцию, $pimilk$	0,0885*** (0,0138)	
Темп прироста цен на электроэнергию, газ и воду для конечных потребителей, $piel$	0,0641*** (0,0069)	

Таблица 4. (Окончание)

Зависимая переменная – темп прироста индекса потребительских цен, pi		
Объясняющая переменная	Коэффициент	Интегральные критерии
Уральский федеральный округ		
Константа	0,0053*** (0,0003)	Объем выборки 166 наблюдений; апрель 2002 г. – январь 2016 г.; $R^2 = 0,78$; $F(4, 161) = 140,9^{**}$; $AR1-7\ test: F(7, 154) = 6,1680^{**}$; $ARCH\ 1-7\ test: F(7, 152) = 1,8120$
Темп прироста номинального обменного курса доллара США eps_1 , взятый с лагом, 1 мес.	0,0219*** (0,0042)	
Темп прироста цен на плодоовощную продукцию, $piplod$	0,0543*** (0,0038)	
Темп прироста цен на молоко и молочную продукцию, $pimilk$	0,1321*** (0,0196)	
Темп прироста цен на электроэнергию, газ и воду для конечных потребителей, $piel$	0,0638*** (0,0056)	
Сибирский федеральный округ		
Константа	0,0057*** (0,0003)	Объем выборки 166 наблюдений; апрель 2002 г. – январь 2016 г.; $R^2 = 0,65$; $F(4, 161) = 73,46^{**}$; $AR1-7\ test: F(7, 154) = 10,639\ [0,0000]^{**}$; $ARCH\ 1-7\ test: F(7, 152) = 3,3072\ [0,0026]^{**}$
Темп прироста номинального обменного курса доллара США eps_1 , взятый с лагом, равным 1 месяцу	0,0195*** (0,0049)	
Темп прироста цен на плодоовощную продукцию, $piplod$	0,0570*** (0,0051)	
Темп прироста цен на молоко и молочную продукцию, $pimilk$	0,0800*** (0,0175)	
Темп прироста цен на электроэнергию, газ и воду для конечных потребителей, $piel$	0,0684*** (0,0090)	
Дальневосточный федеральный округ		
Константа	0,0051*** (0,0003)	Объем выборки 166 наблюдений; апрель 2002 г. – январь 2016 г.; $R^2 = 0,70$; $F(4, 161) = 91,68^{**}$; $AR1-7\ test: F(7, 154) = 16,172\ [0,0000]^{**}$; $ARCH\ 1-7\ test: F(7, 152) = 1,7463\ [0,1023]$
Темп прироста номинального обменного курса доллара США eps_1 , взятый с лагом, равным 1 месяцу	0,0184*** (0,0045)	
Темп прироста цен на плодоовощную продукцию, $piplod$	0,0681*** (0,0070)	
Темп прироста цен на молоко и молочную продукцию, $pimilk$	0,1882*** (0,0298)	
Темп прироста цен на электроэнергию, газ и воду для конечных потребителей, $piel$	0,0699*** (0,0079)	

Примечание. В скобках указаны значения стандартных ошибок; символами ***, **, * отмечены значимости на 1-, 5-, 10%-ном уровнях соответственно.

разработанные модели используют интервал помесечных данных 2002 (апрель)–2016 (январь), что автоматически снимает возражения, что эти модели сидят на выбросах.

Дальнейшее дезагрегирование построенных моделей для экономических регионов России также оказалось в целом удачным. Полученные результаты приведены в Приложении, табл. П1.

4. ВЫВОДЫ

В работе представлена многофакторная модель инфляции в России для периода 1995–2015 гг. В качестве количественной оценки инфляции используются индексы потребительских цен. Предварительный анализ имеющихся публикаций показывает, что на протяжении рассматриваемого периода происходили существенные изменения в механизме денежной трансмиссии. Факторы денежного предложения в виде различных денежных агрегатов преобладали в динамике цен в период с 1995 по 2001 г. Впоследствии на передний план вышла цель накопления золотовалютных резервов, и денежная политика фактически свелась к политике валютного курса. Отдельные работы указывают на значимость эффектов долларизации, в частности при анализе спроса на деньги и, соответственно, влияния на равновесие на денежном рынке. Исходя из полученных данных, была построена теоретическая модель поведения экономического агента в России, учитывающая обозначенные эффекты и обосновывающая выбор параметра валютного курса рубля в качестве переменной денежной политики вместо денежных агрегатов при моделировании индексов цен.

В соответствии с методологией при расчете индексов потребительских цен учитывались не только монетарные факторы, но факторы, так или иначе влияющие на изменение цен. Административно-регулируемые тарифы оказываются здесь среди наиболее заметных и включаются в эконометрическую модель в качестве отдельного параметра.

К заключительной группе факторов относятся шоки мирового рынка продовольствия. Они включаются в виде параметра “цена плодоовощной продукции” в статистическую модель.

Количественные оценки роли каждой группы факторов представляют собой как научный, так и практический интерес. Оценка параметров модели на различных временных интервалах показывает их устойчивость. Выявлено, что в совокупности факторы регулируемых тарифов и шоков на рынке продовольствия преобладают над монетарными, что резко ограничивает возможности Банка России по воздействию на индекс потребительских цен.

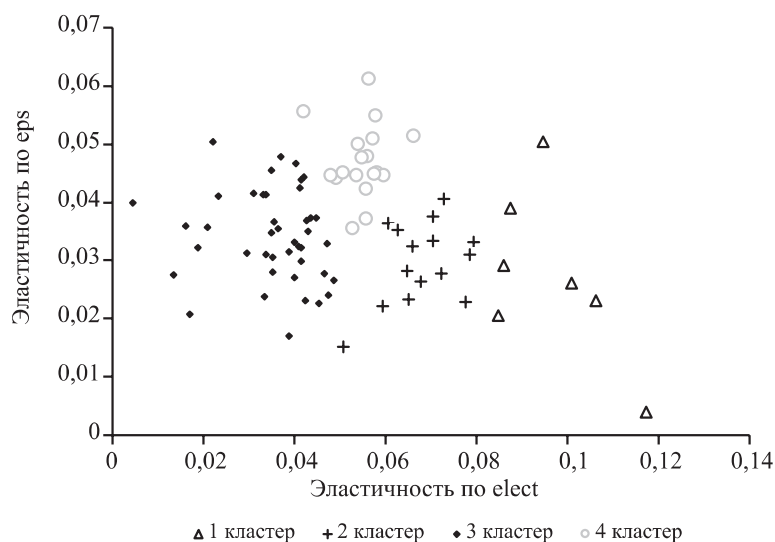


Рис. 10. Распределение регионов в пространстве факторов – регулируемые тарифы (*elect*), валютный курс (*eps*)

Источник: расчеты авторов.

Построенная модель была оценена на региональном уровне в России – для федеральных округов и субъектов – как с целью более детальной проверки ее качеств, так и для получения дополнительной информации. Расчеты показали значимость параметров модели для большинства субъектов России с учетом особенностей механизма сбора статистической информации и ее качества для отдельных субъектов.

Предварительный анализ распределения регионов в пространстве оценок эластичностей по группе факторов “регулируемые тарифы – денежная политика” выявляет несколько ярко выраженных кластеров, что может характеризоваться как наличие регионов с преобладанием регулируемых тарифов в динамике цен; с преобладанием факторов политики Банка России в динамике цен; регионов, характеризующихся некоторой средней тенденцией по обоим факторам; и выбросов в виде регионов, для которых параметры моделей имеют невысокие статистические показатели качества оценок (рис. 10).

Данный вопрос требует более глубокой проработки. Результаты дальнейших исследований авторы планируют представить в следующих публикациях.

ПРИЛОЖЕНИЕ

Таблица П1. Параметры регрессионных моделей для субъектов России, март 2002 г. – декабрь 2015 г.

Объект	<i>const</i>	<i>plod</i>	<i>milk</i>	<i>elect</i>	<i>eps</i>	<i>R2</i>	<i>Fstat</i>	<i>DW</i>	Число наблюдений
Белгородская область	0,005*** (0,0004)	0,052*** (0,0056)	0,112*** (0,0194)	0,079*** (0,0086)	0,033*** (0,0103)	0,59	57,17	1,67	166
Брянская область	0,007*** (0,0004)	0,063*** (0,0051)	0,076*** (0,0140)	0,041*** (0,0070)	0,032*** (0,0105)	0,60	59,92	1,67	166
Владимирская область	0,006*** (0,0005)	0,0545*** (0,0047)	0,096*** (0,0192)	0,066*** (0,0099)	0,051*** (0,0111)	0,63	67,40	1,55	166
Воронежская область	0,006*** (0,0004)	0,042*** (0,0047)	0,098*** (0,0162)	0,056*** (0,0088)	0,061*** (0,0101)	0,61	62,91	1,39	166
Ивановская область	0,006*** (0,0005)	0,064*** (0,0044)	0,111*** (0,0246)	0,095*** (0,0105)	0,05*** (0,0116)	0,70	94,19	1,79	166
Калужская область	0,007*** (0,0003)	0,048*** (0,0040)	0,092*** (0,0152)	0,057*** (0,0075)	0,051*** (0,0086)	0,69	90,54	1,38	166
Костромская область	0,006*** (0,0005)	0,052*** (0,0049)	0,093*** (0,0226)	0,031*** (0,0081)	0,042*** (0,0107)	0,57	53,62	1,67	166
Курская область	0,006*** (0,0005)	0,049*** (0,0047)	0,132*** (0,0181)	0,035*** (0,0058)	0,046*** (0,0115)	0,63	68,94	1,51	166
Липецкая область	0,006*** (0,0005)	0,046*** (0,0050)	0,114*** (0,0190)	0,049*** (0,0095)	0,044*** (0,0112)	0,54	48,13	1,47	166
Московская область	0,006*** (0,0004)	0,048*** (0,0047)	0,138*** (0,0255)	0,06*** (0,0065)	0,022*** (0,0095)	0,62	64,64	1,57	166
Орловская область	0,006*** (0,0004)	0,052*** (0,0044)	0,08*** (0,0151)	0,056*** (0,0087)	0,048*** (0,0094)	0,64	72,98	1,44	166
Рязанская область	0,006*** (0,0004)	0,057*** (0,0047)	0,108*** (0,0182)	0,058*** (0,0095)	0,045*** (0,0101)	0,64	71,91	1,57	166
Смоленская область	0,007*** (0,0004)	0,061*** (0,0049)	0,08*** (0,0161)	0,042*** (0,0084)	0,030*** (0,0110)	0,59	57,58	1,47	166
Тамбовская область	0,006*** (0,0004)	0,046*** (0,0058)	0,080*** (0,0119)	0,055*** (0,0091)	0,048*** (0,0094)	0,58	56,45	1,59	166

Таблица П1. Продолжение

Объект	<i>const</i>	<i>plod</i>	<i>milk</i>	<i>elect</i>	<i>eps</i>	<i>R2</i>	<i>Fstat</i>	<i>DW</i>	Число наблюдений
Тверская область	0,006*** (0,0004)	0,056*** (0,0037)	0,122*** (0,0186)	0,051*** (0,0078)	0,045*** (0,0091)	0,71	97,54	1,51	166
Тульская область	0,007*** (0,0005)	0,070*** (0,0054)	0,092*** (0,0170)	0,037*** (0,0071)	0,048*** (0,0113)	0,63	69,69	1,51	166
Ярославская область	0,007*** (0,0005)	0,058*** (0,0050)	0,088*** (0,0200)	0,053*** (0,0095)	0,035*** (0,0110)	0,58	56,36	1,85	166
г. Москва	0,006*** (0,0004)	0,057*** (0,0038)	0,103*** (0,0277)	0,066*** (0,0061)	0,032*** (0,0079)	0,75	122,3	1,42	166
Республика Карелия	0,006*** (0,0004)	0,066*** (0,0044)	0,082*** (0,0194)	0,019*** (0,0066)	0,032*** (0,0097)	0,66	79,4	1,39	166
Республика Коми	0,006*** (0,0004)	0,071*** (0,0071)	0,084*** (0,0206)	0,023*** (0,0086)	0,041*** (0,0104)	0,53	44,6	1,48	166
Архангельская область	0,005*** (0,0004)	0,058*** (0,0049)	0,139*** (0,0230)	0,056*** (0,0067)	0,042*** (0,0083)	0,68	87,4	1,5	166
Ненецкий автономный округ	0,006*** (0,0009)	0,074*** (0,0119)	0,099*** (0,0401)	0,047*** (0,0168)	0,028*** (0,0214)	0,31	18,08	1,69	166
Вологодская область	0,005*** (0,0004)	0,056*** (0,0039)	0,131*** (0,0224)	0,048*** (0,0055)	0,045*** (0,0079)	0,71	97,95	1,18	166
Калининградская область	0,006*** (0,0005)	0,073*** (0,0053)	0,052*** (0,0143)	0,042*** (0,0128)	0,055*** (0,0126)	0,62	66,61	1,37	166
Ленинградская область	0,006*** (0,0005)	0,06*** (0,0045)	0,163*** (0,0287)	0,043*** (0,0072)	0,035*** (0,0097)	0,66	76,63	1,59	166
Мурманская область	0,006*** (0,0005)	0,065*** (0,0060)	0,096*** (0,0323)	0,101*** (0,0105)	0,026*** (0,0104)	0,65	74,78	1,51	166
Новгородская область	0,006*** (0,0004)	0,06*** (0,0042)	0,068*** (0,0164)	0,079*** (0,0085)	0,031*** (0,0092)	0,71	96,3	1,41	166
Псковская область	0,006*** (0,0004)	0,049*** (0,0044)	0,089*** (0,0217)	0,041*** (0,0077)	0,042*** (0,0089)	0,64	71,59	1,55	166
г. Санкт-Петербург	0,006*** (0,0004)	0,07*** (0,0050)	0,107*** (0,0235)	0,054*** (0,0072)	0,045*** (0,0098)	0,7	95,56	1,49	166
Республика Адыгея	0,006*** (0,0004)	0,058*** (0,0044)	0,066*** (0,0148)	0,072*** (0,0092)	0,028*** (0,0101)	0,63	69,76	1,26	166
Республика Калмыкия	0,006*** (0,0005)	0,077*** (0,0044)	0,104*** (0,0170)	0,04*** (0,0106)	0,027*** (0,0123)	0,72	103,8	1,57	166
Краснодарский край	0,006*** (0,0004)	0,058*** (0,0040)	0,083*** (0,0248)	0,043*** (0,0085)	0,037*** (0,0092)	0,65	76,26	1,43	166
Астраханская область	0,006*** (0,0005)	0,059*** (0,0052)	0,05*** (0,0171)	0,054*** (0,0098)	0,05*** (0,0125)	0,58	56,42	1,67	166
Волгоградская область	0,006*** (0,0005)	0,053*** (0,0047)	0,042*** (0,0170)	0,058*** (0,0113)	0,055*** (0,0132)	0,55	49,31	1,3	166
Ростовская область	0,006*** (0,0004)	0,065*** (0,0038)	0,061*** (0,0163)	0,049*** (0,0056)	0,027*** (0,0095)	0,75	120,3	1,31	166
Республика Дагестан	0,006*** (0,0005)	0,105*** (0,0065)	0,064*** (0,0108)	0,022*** (0,0105)	0,05*** (0,0127)	0,67	82,7	1,21	166

Таблица П1. Продолжение

Объект	<i>const</i>	<i>plod</i>	<i>milk</i>	<i>elect</i>	<i>eps</i>	<i>R2</i>	<i>Fstat</i>	<i>DW</i>	Число наблюдений
Республика Ингушетия	0,006*** (0,0006)	0,095*** (0,0089)	0,137*** (0,0180)	0,042** (0,0190)	0,044*** (0,0150)	0,64	71,04	1,29	166
Кабардино-Балкарская Республика	0,007*** (0,0005)	0,066*** (0,0047)	0,069*** (0,0206)	0,036*** (0,0100)	0,035*** (0,0120)	0,62	66,49	1,57	166
Карачаево-Черкесская Республика	0,007*** (0,0004)	0,082*** (0,0041)	0,079*** (0,0117)	0,035*** (0,0064)	0,028*** (0,0090)	0,77	133,6	1,37	166
Республика Северная Осетия – Алания	0,005*** (0,0004)	0,08*** (0,0043)	0,121*** (0,0211)	0,068*** (0,0080)	0,026*** (0,0099)	0,78	139,1	1,62	166
Ставропольский край	0,006*** (0,0004)	0,054*** (0,0040)	0,108*** (0,0157)	0,04*** (0,0064)	0,047*** (0,0095)	0,69	87,84	1,08	166
Республика Башкортостан	0,006*** (0,0004)	0,051*** (0,0044)	0,063*** (0,0155)	0,045*** (0,0077)	0,037*** (0,0093)	0,6	59,83	1,36	166
Республика Марий Эл	0,006*** (0,0004)	0,057*** (0,0049)	0,092*** (0,0138)	0,044*** (0,0086)	0,037*** (0,0095)	0,64	70,16	1,66	166
Республика Мордовия	0,007*** (0,0005)	0,049*** (0,0054)	0,032* (0,0196)	0,033*** (0,0096)	0,041*** (0,0109)	0,46	34,7	1,51	166
Республика Татарстан	0,006*** (0,0005)	0,065*** (0,0052)	0,068*** (0,0192)	0,039*** (0,0065)	0,017 (0,0112)	0,62	66,48	1,99	166
Удмуртская Республика	0,006*** (0,0004)	0,051*** (0,0050)	0,067*** (0,0161)	0,056*** (0,0087)	0,037*** (0,0100)	0,57	54,44	1,48	166
Чувашская Республика	0,006*** (0,0005)	0,058*** (0,0051)	0,05*** (0,0198)	0,047*** (0,0093)	0,033*** (0,0121)	0,55	49,64	1,63	166
Пермский край	0,006*** (0,0003)	0,056*** (0,0039)	0,13*** (0,0154)	0,035*** (0,0058)	0,035*** (0,0082)	0,7	94,05	1,41	166
Кировская область	0,006*** (0,0004)	0,051*** (0,0054)	0,055*** (0,0118)	0,06*** (0,0073)	0,0445*** (0,0089)	0,62	66,39	1,49	166
Нижегородская область	0,006*** (0,0005)	0,059*** (0,0044)	0,091*** (0,0171)	0,061*** (0,0080)	0,036*** (0,0117)	0,65	74,35	1,63	166
Оренбургская область	0,006*** (0,0004)	0,064*** (0,0046)	0,039*** (0,0126)	0,034*** (0,0056)	0,024*** (0,0089)	0,64	71,53	1,4	166
Пензенская область	0,006*** (0,0004)	0,057*** (0,0060)	0,103*** (0,0141)	0,035*** (0,0093)	0,03*** (0,0103)	0,56	51,73	1,31	166
Самарская область	0,006*** (0,0005)	0,057*** (0,0048)	0,07*** (0,0227)	0,016*** (0,0050)	0,036*** (0,0109)	0,55	49,23	1,43	166
Саратовская область	0,006*** (0,0003)	0,055*** (0,0043)	0,07*** (0,0112)	0,034*** (0,0062)	0,031*** (0,0085)	0,64	72,95	1,31	166
Ульяновская область	0,007*** (0,0006)	0,047*** (0,0063)	0,077*** (0,0198)	0,034*** (0,0088)	0,041*** (0,0141)	0,41	27,91	1,55	166
Курганская область	0,006*** (0,0004)	0,055*** (0,0050)	0,063*** (0,0174)	0,087*** (0,0091)	0,039*** (0,0093)	0,67	81,38	1,5	166
Свердловская область	0,005*** (0,0004)	0,051*** (0,0041)	0,147*** (0,0241)	0,058*** (0,0059)	0,045*** (0,0083)	0,73	108,1	1,53	166

Таблица П1. Продолжение

Объект	<i>const</i>	<i>plod</i>	<i>milk</i>	<i>elect</i>	<i>eps</i>	<i>R2</i>	<i>Fstat</i>	<i>DW</i>	Число наблюдений
Тюменская область	0,005*** (0,0003)	0,059*** (0,0051)	0,118*** (0,0252)	0,042*** (0,0059)	0,023*** (0,0066)	0,64	72,02	1,08	166
Ханты-Мансийский автономный округ–Югра	0,006*** (0,0004)	0,057*** (0,0069)	0,078*** (0,0277)	0,017** (0,0083)	0,021** (0,0097)	0,4	26,34	1,2	166
Ямало-Ненецкий автономный округ	0,005*** (0,0006)	0,05*** (0,0087)	0,114*** (0,0340)	0,051*** (0,0117)	0,015 (0,0128)	0,31	17,73	1,61	166
Челябинская область	0,006*** (0,0003)	0,054*** (0,0052)	0,098*** (0,0175)	0,065*** (0,0072)	0,023*** (0,0081)	0,66	78,96	1,53	166
Республика Алтай	0,006*** (0,0006)	0,058*** (0,0087)	0,015 (0,0199)	0,073*** (0,0100)	0,041*** (0,0141)	0,44	31,22	1,77	166
Республика Бурятия	0,007*** (0,0006)	0,052*** (0,0106)	0,07*** (0,0267)	0,039*** (0,0122)	0,032** (0,0139)	0,28	15,75	1,47	166
Республика Тыва	0,006*** (0,0004)	0,045*** (0,0067)	0,058*** (0,0208)	0,013* (0,0069)	0,028*** (0,0101)	0,37	23,16	1,36	166
Республика Хакасия	0,006*** (0,0004)	0,05*** (0,0080)	0,042*** (0,0164)	0,078*** (0,0102)	0,023** (0,0108)	0,46	34,94	1,46	166
Алтайский край	0,007*** (0,0005)	0,043*** (0,0060)	0,045*** (0,0160)	0,042*** (0,0089)	0,044*** (0,0115)	0,42	29,43	1,37	166
Забайкальский край	0,006*** (0,0004)	0,089*** (0,0085)	0,071*** (0,0188)	0,041*** (0,0104)	0,032*** (0,0093)	0,58	56,06	1,72	166
Красноярский край	0,005*** (0,0007)	0,061*** (0,0106)	0,128*** (0,0393)	0,04*** (0,0120)	0,033** (0,0149)	0,31	18,15	1,69	166
Иркутская область	0,006*** (0,0003)	0,055*** (0,0060)	0,086*** (0,0171)	0,035*** (0,0041)	0,037*** (0,0074)	0,65	76,05	1,22	166
Кемеровская область	0,006*** (0,0003)	0,054*** (0,0050)	0,054*** (0,0165)	0,005 (0,0065)	0,04*** (0,0080)	0,53	44,68	1,37	166
Новосибирская область	0,005*** (0,0004)	0,061*** (0,0071)	0,111*** (0,0220)	0,086*** (0,0118)	0,029*** (0,0102)	0,57	54,09	1,63	166
Омская область	0,005*** (0,0004)	0,049*** (0,0047)	0,089*** (0,0166)	0,07*** (0,0072)	0,033*** (0,0091)	0,64	72,2	1,62	166
Томская область	0,006*** (0,0004)	0,056*** (0,0061)	0,072*** (0,0228)	0,03*** (0,0050)	0,031*** (0,0091)	0,52	43,86	1,57	166
Республика Саха (Якутия)	0,006*** (0,0003)	0,049*** (0,0070)	0,088*** (0,0257)	0,048*** (0,0059)	0,024*** (0,0070)	0,53	44,82	1,32	166
Камчатский край	0,006*** (0,0009)	0,074*** (0,0213)	0,133*** (0,0518)	0,065** (0,0303)	0,028 (0,0208)	0,16	7,894	2,06	166
Приморский край	0,005*** (0,0004)	0,075*** (0,0077)	0,139*** (0,0237)	0,021*** (0,0078)	0,036*** (0,0080)	0,62	65,63	1,15	166
Хабаровский край	0,006*** (0,0005)	0,07*** (0,0087)	0,14*** (0,0402)	0,071*** (0,0106)	0,038*** (0,0112)	0,56	51,32	1,61	166

Таблица П1. Окончание

Объект	<i>const</i>	<i>plod</i>	<i>milk</i>	<i>elect</i>	<i>eps</i>	<i>R2</i>	<i>Fstat</i>	<i>DW</i>	Число наблюдений
Амурская область	0,006*** (0,0005)	0,058*** (0,0088)	0,11*** (0,0322)	0,063*** (0,0088)	0,035*** (0,0107)	0,53	44,73	1,69	166
Магаданская область	0,006*** (0,0006)	0,106*** (0,0138)	0,102*** (0,0399)	0,085*** (0,0104)	0,021 (0,0135)	0,53	45,96	1,65	166
Сахалинская область	0,006*** (0,0004)	0,061*** (0,0089)	0,195*** (0,0313)	0,045*** (0,0106)	0,023*** (0,0089)	0,5	40,5	1,58	166
Еврейская автономная область	0,006*** (0,0004)	0,049*** (0,0076)	0,093*** (0,0219)	0,106*** (0,0108)	0,023** (0,0106)	0,58	55,76	1,78	166
Чукотский автономный округ	0,005*** (0,0007)	0,164*** (0,0089)	0,017 (0,0373)	0,117*** (0,0170)	0,004 (0,0170)	0,76	126	1,64	166

Примечание. В скобках указаны значения стандартных ошибок; символами ***, **, * отмечены значимости на 1-, 5-, 10%-ном уровнях соответственно. В таблице не приведены данные по следующим субъектам России: г. Севастополь, Республика Крым, Корякский автономный округ, Усть-Ордынский Бурятский автономный округ, Эвенкийский автономный округ, Таймырский (Долгано-Ненецкий) автономный округ, Агинский Бурятский автономный округ, Тюменская область (без автономных округов), Коми-Пермяцкий автономный округ, Чеченская Республика, Архангельская область (без автономного округа) – в связи с отсутствием или неполнотой статистических данных.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Березняцкий А. Н., Бродский Б. Е.** (2012). Анализ структурных сдвигов в модели российской инфляции. В сб.: *“Труды VIII Международной школы-семинара”*. Под ред. С. А. Айвазяна. М.: ЦЭМИ РАН.
- Вдовиченко А. Г.** (2003). Инфляция или укрепление рубля: какое из зол меньше? // *Банковское дело*. № 10. С. 4–6.
- Вдовиченко А., Воронина В., Дынникова О., Субботин В., Устинов А.** (2003). Инфляция и валютная политика // *Вопросы экономики*. № 12. С. 39–55.
- Данилова И. В., Резепин А. В.** (2009). Реализация политики инфляционного таргетирования в России: дифференциация региональных условий // *Вестник Южно-Уральского государственного университета. Серия: Экономика и менеджмент*. № 7(183). С. 11–19.
- Кадыров М. Т.** (2010). Влияние валютного курса на цены при наличии структурных сдвигов // *Прикладная эконометрика*. № 3(19). С. 9–22.
- Катаранова М.** (2010). Связь между обменным курсом и инфляцией в России // *Вопросы экономики*. № 1. С. 44–62.
- Киселева П. С., Ильяшенко В. В.** (2012). Межрегиональная дифференциация темпов инфляции в России // *Известия УрГЭУ*. № 1 (39). С. 5–10.
- Киселева П. С., Ильяшенко В. В.** (2015). Факторы и динамика инфляционных процессов в промышленном регионе // *Известия УрГЭУ*. № 3 (59). С. 24–29.
- Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2003 год (2002). М.: Центральный банк Российской Федерации.
- Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2006 год (2005). М.: Центральный банк Российской Федерации.
- Пономарев Ю., Трунин П., Улюкаев А.** (2014). Эффект переноса динамики обменного курса на цены в России // *Вопросы экономики*. № 3. С. 21–35.
- Пономаренко А.** (2016). О денежном предложении в странах с формирующимися рынками // *Серия докладов об экономических исследованиях Банка России*. № 10. С. 5–18.

- Трунин П.В., Ващелюк Н.В.** (2015). Анализ эндогенности предложения денег в России // *Журнал Новой экономической ассоциации*. № 1(25). С. 103–131.
- Шмыкова С.В., Сосунов К.А.** (2005). Влияние валютного курса на потребительские цены в России // *Экономический журнал ВШЭ*. № 1. С. 3–16.
- Шуметов В.Г.** (2014). Анализ межрегиональных различий инфляционных процессов в экономике Центральной России // *Проблемы прогнозирования*. № 1(142). С. 118–127.
- Brown M., Haas R. de, Sokolov V.** (2013). Regional Inflation and Financial Dollarisation. *European Bank for Reconstruction and Development*. Working papers 163.
- Gluschenko K.** (2001). Inter-Regional Variability of Inflation Rates. *Economics Education and Research Consortium*. Working Paper Series 99/17.
- Gluschenko K.** (2010). Price Convergence and Market integration in Russia. *William Davidson Institute*. Working Paper Number 999.
- Gluschenko K.** (2013). Distribution Dynamics of Russian Regional Prices. *William Davidson Institute*. Working Paper Number 1061.
- Nikolic M.** (2006). Monetary Policy in Transition. Inflation Nexus Money Supply in Postcommunist Russia. London: Palgrave Macmillan.
- Oomes N., Ohnsorge F.** (2005). Money Demand and Inflation in Dollarized Economies: the Case of Russia. IMF Working Paper. WP/05/144.
- Sosunov K., Zamulin O.** (2007). Monetary Policy in an Economy Sick with Dutch Disease. *CEFIR/NES*. Working Paper series 101.

REFERENCES (WITH ENGLISH TRANSLATION OR TRANSLITERATION)

- Bereznytsky A.N., Brodsky B.E.** (2012). Structural Breaks Analysis in the Russian Inflation Model. In: “*Multivariate statistical analysis and econometrics*”. Proceedings of VIIIth International School-Seminar. By ed. S.A. Aivazian. Town of Tsakhadzor, The Republic of Armenia. M.: CEMI RAS (in Russian).
- Brown M., Haas R. de, Sokolov V.** (2013). Regional Inflation and Financial Dollarisation. *European Bank for Reconstruction and Development*. Working papers 163.
- Danilova I.V., Rezepin A.V.** (2009). Implementation of Inflation Targeting Policy in Russia: Regional Conditions Differentiations. *Bulletin of the South Ural State University. Series “Economics and Management”* 7(183), 11–19 (in Russian).
- Gluschenko K.** (2001). Inter-Regional Variability of Inflation Rates. *Economics Education and Research Consortium*. Working Paper Series 99/17.
- Gluschenko K.** (2010). Price Convergence and Market integration in Russia. *William Davidson Institute*. Working Paper Number 999.
- Gluschenko K.** (2013). Distribution Dynamics of Russian Regional Prices. *William Davidson Institute*. Working Paper Number 1061.
- Guidelines for the Single State Monetary Policy in 2003 (2002). Moscow: Bank of Russia (in Russian).
- Guidelines for the Single State Monetary Policy in 2006 (2005). Moscow: Bank of Russia (in Russian).
- Kadyrov M.T.** (2010). Impact of Exchange Rate on Prices in the Presence of Structural breaks. *Applied Econometrics* 3(19), 9–22 (in Russian).
- Kataranova M.** (2010). Relationship between Exchange Rate and Inflation in Russia. *Voprosy Ekonomiki* 1, 44–62 (in Russian).
- Kiseleva P.S., Ilyashenko V.V.** (2012). Interregional Differentiation of the Rate of Inflation in Russia. *Journal of the Ural State University of Economics (Izvestiya Uralskogo gosudarstvennogo ekonomicheskogo universiteta)* 1(39), 5–10 (in Russian).
- Kiseleva P.S., Ilyashenko V.V.** (2015). Factors and Dynamics of Inflationary Processes in Industrial Region. *Journal of the Ural State University of Economics (Izvestiya Uralskogo gosudarstvennogo ekonomicheskogo universiteta)* 3(59), 24–29 (in Russian).
- Nikolic M.** (2006). *Monetary Policy in Transition. Inflation Nexus Money Supply in Postcommunist Russia*. London: Palgrave Macmillan.

- Oomes N., Ohnsorge F.** (2005). Money Demand and Inflation in Dollarized Economies: the Case of Russia. IMF Working Paper. WP/05/144.
- Ponomarenko A.** (2016). A Note on Money Creation in Emerging Market Economies. *Bank of Russia Working Paper Series* 10, 5–18.
- Ponomarev Y., Trunin P., Ulyukayev A.** (2014). Exchange Rate Pass-through in Russia. *Voprosy Ekonomiki* 3, 21–35 (in Russian).
- Shmykova S.V., Sosunov K.A.** (2005). The Responsiveness of Consumer Prices to Exchange Rate in Russia. *The HSE Economic Journal* 1, 3–16 (in Russian).
- Shumetov V.G.** (2014). Analysis of Interregional Differences in Inflationary Developments in the Economy of Central Russia. *Studies on Russian Economic Development* 1(25), 91–98.
- Sosunov K., Zamulin O.** (2007). Monetary Policy in an Economy Sick with Dutch Disease. *CEFIR/NES*. Working Paper series 101.
- Trunin P.V., Vashchelyuk N.V.** (2015). The Analysis of Money Supply Endogeneity in Russia. *Journal of the New Economic Association* 1(25), 103–131 (in Russian).
- Vdovichenko A., Voronina V., Dynnikova O., Subbotin V., Ustinov A.** (2003). Inflation and Exchange Rate Policy. *Voprosy Ekonomiki* 12, 39–55 (in Russian).
- Vdovichenko A.G.** (2003). Inflation or the Ruble's Appreciation: Which Worse Less? *Banking* 10, 4–6 (in Russian).

Поступила в редакцию
18.05.2016 г.

Econometric Models of Regional Consumer Price Indices

S. A. Aivazian, A. N. Bereznyatskiy, B. E. Brodsky

Multivariate econometric models of Russian inflation are proposed in this paper. Consumer price index is used to quantify inflationary processes. Monetary and non-monetary variables are examined in the models. The authors consider foreign exchange rate of the ruble as monetary factor and government regulation of prices for certain goods and services and food market condition as non-monetary. Special attention is paid to a regional aspect of the problem. The question is whether estimates of parameters of the models are stable and statistically significant at the level of regional consumer price indices. The key result is statistical significance of models for the majority of the regions.

Keywords: consumer price index, inflation, Russian regions, econometric models of price indices.

JEL Classification: E31, E37, R15.