

# ИССЛЕДОВАНИЕ ПЕРЕНОСА РОЗНИЧНЫХ ЦЕН НА НЕФТЕПРОДУКТЫ НА РЕГИОНАЛЬНЫЙ УРОВЕНЬ ИНФЛЯЦИИ

Авторы:

Гордеев Д.С., к.э.н., с.н.с. Лаборатории системного анализа отраслевых рынков, ИПЭИ,

E-mail: [gordeev@ranepa.ru](mailto:gordeev@ranepa.ru)

Наумянов Р.Э., м.н.с. Лаборатории системного анализа отраслевых рынков, ИПЭИ,

E-mail: [naumyanov-re@ranepa.ru](mailto:naumyanov-re@ranepa.ru)

Цель данной работы заключается в разработке методологии необходимой для проведения количественной оценки эффекта переноса цен на нефтепродукты на уровень инфляции. На основании полученных результатов предлагаются рекомендации, направленные на повышение эффективности таргетирования инфляции в России.

The aim of the study is to develop methodology to evaluate the oil products pass-through effect on inflation. Estimated results will be used for development of recommendations needed for improving the effectiveness of inflation targeting policy in Russian Federation.

## СОДЕРЖАНИЕ

<b>ВВЕДЕНИЕ .....</b>	<b>3</b>
<b>1 Разработка модели переноса розничных цен на нефтепродукты на региональный уровень инфляции в РФ .....</b>	<b>5</b>
<b>2 Проведение количественной оценки переноса розничных цен на нефтепродукты на региональный уровень инфляции в РФ .....</b>	<b>19</b>
<b>3 Разработка рекомендаций, направленных на совершенствование регулирования нефтяного сектора экономики .....</b>	<b>45</b>
<b>ЗАКЛЮЧЕНИЕ.....</b>	<b>47</b>
<b>СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ .....</b>	<b>49</b>

## ВВЕДЕНИЕ

На сегодняшний день таргетирование инфляции является одним из ключевых правил, которых придерживается Центральный банк Российской Федерации. Высокая волатильность глобального нефтяного рынка и налоговый маневр, проводимый Правительством РФ, привели к существенному повышению оптовых и розничных цен на нефтепродукты. Динамика цен на нефтепродукты является значимой составляющей в динамике индекса потребительских цен и, соответственно, инфляции. Для сдерживания дальнейшего роста цен между Правительством и российскими нефтяными компаниями в конце 2018 года была заключена договоренность о заморозке цен на нефтепродукты. В июле 2019 года Правительство не стало продлевать соглашение о заморозке цен. В случае дальнейшего роста цен на нефтепродукты нефтяные компании создадут значительное давление на инфляцию, так как транспортные услуги подорожают. Увеличение расходов на транспорт ведет к увеличению общих издержек производства, что вынуждает производителей повышать цены на производимую продукцию. Данное явление называется эффектом переноса

В зарубежных исследованиях широко освещался вопрос влияния эффекта переноса цен на нефть и нефтепродукты на инфляцию и другие макроэкономические показатели такие, как уровень безработицы, ставка заработной платы, объем выпуска производимой продукции. Данные исследования выявили ряд особенностей влияния эффекта переноса, например, асимметрия влияния цен, зависимость магнитуды влияния от волатильности цен, уменьшение магнитуды влияния эффекта переноса после структурных преобразований. Асимметрия влияния заключается в том, что при повышении цен на нефть и нефтепродукты чувствительность эффекта переноса на макроэкономические показатели оказывается более высокой, чем при снижении. А зависимость от волатильности заключается в том, что при длительном периоде стабильных цен на нефть шок становится более неожиданным для потребителей, и реакция на него проявляется сильнее. Исследователи так же приводят возможные объяснения, почему эффект переноса меняется со временем. Причинами являются различные факторы, например, снижение энергоёмкости экономики, повышение эффективности монетарной политики, гибкая заработная плата.

Существующие в России исследования, посвящённые данной тематике, как правило оценивают перенос роста цен на нефтепродукты на уровень инфляции на общероссийском уровне, а региональные особенности практически не изучены. В связи с этим, данное исследование является весьма актуальным, так как позволит построить

методологию, с помощью которой можно будет оценить эффект переноса роста цен на нефтепродукты на уровень инфляции в региональном разрезе.

Для проведения эффективной политики, направленной на таргетирование инфляции, потребуется ясное понимание того, как рост цен на нефтепродукты переносится на уровень инфляции. Количественные оценки эффекта переноса цен на нефтепродукты на уровень инфляции позволят прогнозировать магнитуду изменения инфляции при изменении цен на нефтепродукты, что позволит более эффективно регулировать нефтяную отрасль. Результаты данного исследования могут быть использованы для разработки мер государственной политики, направленных на повышение эффективности таргетирования инфляции.

Таким образом, цель данного исследования заключается в проведении количественной оценки влияния розничных цен на нефтепродукты на уровень инфляции в региональном аспекте.

Для достижения данной цели авторами исследования решаются следующие задачи:

- Исследование международного опыта, направленного на количественную оценку влияния розничных цен на нефтепродукты на инфляцию;
- Систематизация факторов, оказывающих влияние на уровень инфляции;
- Формирование статистической базы данных, необходимой для расчёта;
- Разработка методологии исследования эффекта переноса роста цен на нефтепродукты на уровень инфляции на региональном уровне и проведение оценок переноса;
- Формирование рекомендаций для регуляторной политики, направленных на снижение негативных эффектов от переноса роста цен на нефтепродукты на уровень инфляции.

На данном этапе исследования систематизированы подходы к моделированию и оценке эффекта переноса цен на нефтепродукты на инфляцию, систематизирован международный опыт регулирования инфляции, определены факторы, оказывающие влияние на уровень инфляции.

## **1 Разработка модели переноса розничных цен на нефтепродукты на региональный уровень инфляции в РФ**

В данной главе выводится эконометрическая спецификация уравнения для оценки эффектов переноса, выводятся формулы для расчета эффектов переноса и проводится дескриптивный анализ собранной базы данных.

В эмпирических работах для оценки эффекта переноса цен на нефть на уровень инфляции в основном используется кривая Филлипса. В первоначальную концепцию кривой входят такие переменные, как уровень безработицы или отклонение безработицы от естественного уровня, разрыв выпуска и лаги уровня инфляции. К базовым переменным добавляются переменные, представляющие интерес исследования, в данном случае это цена на нефтепродукты, что обусловлено российской спецификой рынка. Кроме того, добавляются дополнительные переменные, которые могут оказать влияние на уровень инфляции, как правило это следующие:

1) Валютный курс. Понятие эффекта переноса чаще употребляется по отношению к влиянию валютного курса на инфляцию. С увеличением степени открытости экономик и торгового оборота в иностранной валюте изменения цен на зарубежных рынках стали оказывать большее влияние на уровень внутренней инфляции. Кроме того, в работе Грегорио, Ландерретч и Нильсон (Gregorio, Landerretche, Neilson, 2007) [1] было показано, что использование показателя изменения цены на нефть в домашней валюте в 2 раза снижает величину эффекта переноса цены на нефть на уровень инфляции по сравнению с показателем изменения цены на нефть в долларах;

2) Процентная ставка. Процентная ставка используется в качестве показателя монетарной политики, например, в работе Леблана и Чина (LeBlanc, 2004) [2]. Монетарная политика оказывает влияние на инфляционные ожидания. Но ее использование в модели осложнено тем, что при политике таргетирования инфляции выбор уровня процентной ставки зависит от текущего уровня инфляции, что ведет к проблеме двусторонней причинно-следственной связи. По этой причине в данном исследовании процентная ставка не будет включена в модель;

3) Фиктивные переменные в периоды прямого государственного контроля цен. В данные периоды магнитуа влияния цен на нефть на инфляцию безусловно меняется, поскольку цены искусственно поддерживаются постоянными, либо корректируются на уровень инфляции. В частности, в России было заключено соглашение между Правительством и нефтяными компаниями о заморозке цен на топливо на период с 1 ноября 2018 года по 1 июля 2019 года. Поскольку соглашение длилось только 2 полных

квартала, добавление новой переменной не позволит существенно улучшить результаты оценок.

При моделировании необходимо так же учитывать российскую специфику рынка. Прежде всего необходимо отметить, что российский рынок отличается от зарубежных рынков некоторыми особенностями, которые необходимо учесть при разработке спецификации модели. Первая особенность заключается в различии факторов, которые оказывают влияние на формирование розничных цен на нефтепродукты. На зарубежных рынках цена на нефтепродукты в значительной мере обуславливается ценой на нефть. Это означает, что цены на нефтепродукты на сырьевых биржах и АЗС сильно коррелируют с изменением цены на нефть. На российском рынке наблюдается иная зависимость: розничные цены на нефтепродукты не коррелируют с ценами на нефть и определяются преимущественно за счет фискальных факторов. В связи с вышесказанным, в целях моделирования необходимо использовать в качестве независимой переменной не цену на нефть, а розничные цены на нефтепродукты. Второе различие заключается в динамике розничных цен на нефть и нефтепродукты: на зарубежных рынках периоды роста цен чередуются с периодами снижения. В России наблюдается иная динамика – цены на нефтепродукты только увеличиваются в результате изменений в налоговом законодательстве и роста затрат производителей, которые не связаны со стоимостью закупки нефти. Такая динамика цен на нефтепродукты не позволяет провести исследование чувствительности эффекта переноса с учетом асимметрии влияния.

В рассмотренных ранее работах [3, 2, 1] суммарная величина лага используемых переменных составляла год, то есть для месячных данных бралось 12 лагов, для квартальных 4 лага, для годовых один лаг. Согласно гипотезе, за 1 год экономические агенты полностью адаптируются к ценовому шоку. Таким образом базовая спецификация модели представлена формулой (1):

$$\pi_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^4 \beta_j \pi_{i,t-j} + \sum_{j=0}^4 \gamma_j (y_{it-j} - \bar{y}_{it-j}) + \sum_{j=0}^4 \delta_j p_{it-j}^{oil} + \sum_{j=0}^4 \theta_j \varepsilon_{t-j} + u_{it} \quad (1)$$

где  $\pi_{it}$  – уровень инфляции в регионе  $i$  в период  $t$ ,

$\alpha_i$  – фиксированный региональный эффект в регионе  $i$ ,

$(y_{it} - \bar{y}_{it})$  – разрыв выпуска в регионе  $i$  в период  $t$ ,

$p_{it}^{oil}$  – изменение цены на нефтепродукты в регионе  $i$  в период  $t$ ,

$\varepsilon_t$  – изменение номинального валютного курс (рублей за доллар) в период  $t$ ,

$u_{it}$  – случайная ошибка.

В данной модели нас интересуют не оценки коэффициентов напрямую, а накопленное влияние независимых переменных (прежде всего цены на нефтепродукты) на зависимую переменную – уровень инфляции. Таким образом эффект переноса рассчитывается как долгосрочный динамический мультипликатор. С этой целью рассчитаны эффекты переноса разрыва выпуска, цены на нефтепродукты и валютного курса на уровень инфляции по формулам (2)-(4):

$$\text{Эффект переноса разрыва выпуска} = \frac{\sum_{j=0}^4 \gamma_j}{1 - \sum_{j=1}^4 \beta_j} \quad (2)$$

$$\text{Эффект переноса цены на нефтепродукт} = \frac{\sum_{j=0}^4 \delta_j}{1 - \sum_{j=1}^4 \beta_j} \quad (3)$$

$$\text{Эффект переноса валютного курса} = \frac{\sum_{j=0}^4 \theta_j}{1 - \sum_{j=1}^4 \beta_j} \quad (4)$$

В то же время оценки коэффициентов так же могут представлять интерес для целей исследования, поскольку оценка коэффициента при текущем значении переменной в модели отражает мгновенное влияние этой переменной. То есть данная оценка показывает, на сколько изменится уровень инфляции при изменении регрессора на 1% уже в этом периоде. Но таким образом можно трактовать только оценки коэффициентов при текущем значении переменной, поскольку в правой части уравнения стоят лаги уровня инфляции, которые оказывают влияние при расчете более долгосрочных эффектов переноса.

Необходимо так же упомянуть об основных проблемах, которые могут возникнуть при моделировании. Зависимая переменная (уровень инфляции) может быть распределена не нормально, что может привести к тому, что ошибки регрессии так же будут распределены не нормально. Это приведет к невозможности применения t- и F-тестов, поскольку тестовые статистики распределены согласно нормальному распределению или связанному с ним (например, распределение Стьюдента, Хи-квадрат).

Поскольку данные имеют динамическую структуру еще одной проблемой является их возможная нестационарность. Стационарность временного ряда означает, что значения этого временного ряда не сильно меняются во времени. Интуитивно сложно делать прогнозы относительно будущих значений временного ряда, если значения временного ряда сильно отличаются друг от друга. Формально проблема нестационарности данных приведет к ухудшению качества оценок и возможно к оценке ложной регрессии. Последнее кажется маловероятным, поскольку моделирование основано на теоретической

зависимости между переменными, и взаимосвязь переменных в кривой Филлипса исследовалась во многих работах.

Еще одной проблемой является возможная автокорреляция остатков. В динамических моделях панельных данных данная проблема ведет к тому, что оценки коэффициентов оказываются смещены и несостоятельны.

Непостоянство дисперсии индивидуальной компоненты и случайного шока приводит к проблеме гетероскедастичности. Данная проблема решается использованием в модели робастных стандартных ошибок, что приводит к переоценке стандартных ошибок коэффициентов и может повлиять на их значимость, отражая более точное представление о значимости коэффициентов.

Динамическая структура данных делает возможным наличие корреляции между регрессорами и случайной ошибкой модели, что приводит к проблеме эндогенности. Данная проблема приводит к смещению и несостоятельности оценок. Для решения данной проблемы необходимо найти релевантные инструменты: не коррелированные со случайной ошибкой и коррелированные с эндогенным регрессором.

В исследовании используются месячные данные по всем восьмидесяти пяти российским регионам за 65 месяцев: с января 2015-го года по май 2020-го года. Выбор временного промежутка обусловлен доступностью данных по используемым переменным (данные по индексам промышленного производства доступны с января 2015 года).

Зависимая переменная представляет собой индекс потребительских цен на все товары и услуги. Данные по ИПЦ были взяты с сайта ЕМИСС [4]. Данные представляют собой темп роста цен по отношению к предыдущему месяцу. Данные по ценам на нефтепродукты представлены в трех категориях нефтепродуктов: цена на автомобильный бензин марок АИ-92 и АИ-95 и цены на дизельное топливо [4]. Данные по валютному курсу были взяты с сайта Центрального Банка [5]. Данные по валютному курсу представлены в дневном формате, для целей исследования данные были агрегированы на месячном уровне. Данные по валютному курсу представлены в формате номинального обратного валютного курса, то есть количестве рублей за доллар. Данные по индексу промышленного производства на все товары и услуги взяты с сайта Росстата [6], за базисный год для расчета индекса был взят 2018-й. Данные представляют собой отношение выпуска к предыдущему месяцу.

Для дальнейшего анализа переменные цен на нефтепродукты и переменная валютного курса переведены в термины темпов роста. Соответственно, для валютного курса значения темпов роста выше 100% означают ослабление рубля. Затем переменные цен на нефтепродукты, переменная валютного курса и инфляции были логарифмированы.



Для оценки кривой Филлипса необходимо вывести прокси переменную разрыва выпуска. Данная переменная была получена следующим образом. Индекс промышленного производства был пересчитан с цепного на базисный, за базу (100%) было взято значение индекса в первом временном периоде (январе 2015-го года). Затем с помощью фильтра Ходрика-Прескотта из рядов данных был выделен детерминированный тренд. Согласно гипотезе данный детерминированный тренд является аппроксимацией потенциального выпуска. Исходный ряд данных и трендированный ряд были логарифмированы. Разница логарифма исходных данных и логарифма тренда и послужила аппроксимацией разрыва выпуска.

В таблице 1 перечислены используемые в моделировании переменные с их расшифровкой.

Таблица 1 - Сокращенные обозначения моделируемых переменных и их расшифровка

Описание переменной	Обозначение в формулах	Обозначение в моделях
Логарифм уровня инфляции	$\pi_{it}$	lnipc
Логарифм темпов роста цен на бензин марки АИ-92	$p_{it}^{oil}$	lnai92_rost
Логарифм темпов роста цен на бензин марки АИ-95	$p_{it}^{oil}$	lnai95_rost
Логарифм темпов роста цен на дизельное топливо	$p_{it}^{oil}$	Indiesel_rost
Логарифм темпов роста валютного курса	$\varepsilon_t$	Incurs_rost
Разрыв выпуска	$(y_{it} - \bar{y}_{it})$	razryv

Описательная статистика преобразованных переменных представлена в таблице 2.

Таблица 2 - Описательная статистика логарифмированных переменных кривой Филлипса

Переменная		Среднее	Стандартное отклонение	Минимальное значение	Максимальное значение	Количество наблюдений
Логарифм уровня инфляции	overall	4.609636	0.0062974	4.582413	4.682039	N = 5525
	between		0.000478	4.608668	4.611829	n = 85
	within		0.0062795	4.58242	4.679846	T = 65
Логарифм темпов роста цен на бензин марки АИ-92	overall	0.0040416	0.0113517	-0.0797885	0.1083697	N = 5525
	between		0.000635	0.0017435	0.0051071	n = 85
	within		0.0113341	-0.07804	0.1095137	T = 65
Логарифм темпов роста цен на бензин марки АИ-95	overall	0.0038682	0.0102128	-0.070769	0.0978827	N = 5525
	between		0.0005842	0.0013624	0.0046726	n = 85
	within		0.0101963	-0.0697964	0.0982436	T = 65
Логарифм темпов роста цен на дизельное топливо	overall	0.0049645	0.0132864	-0.0748178	0.1268224	N = 5525
	between		0.0005014	0.0022834	0.0066751	n = 85
	within		0.0132771	-0.0765284	0.1267359	T = 65
Логарифм темпов роста валютного курса	overall	0.0016439	0.0441919	-0.1259681	0.1416999	N = 5525
	between		0	0.0016439	0.0016439	n = 85
	within		0.0441919	-0.1259681	0.1416999	T = 65
Разрыв выпуска	overall	0.0101913	0.134068	-0.8597225	0.8306066	N = 5525
	between		0.0121707	-0.0535527	-0.0006446	n = 85
	within		0.1335209	-0.8163611	0.873968	T = 65

Примечание – Источник: составлено авторами

Для всех рассматриваемых переменных характерно большее стандартное отклонение по времени, чем между регионами. Это значит, что все рассматриваемые параметры сильнее меняются во времени, чем различаются между регионами в один момент времени, что, вероятно, позволяет говорить о некоторой гомогенности регионов.

Далее проведем анализ взаимосвязи переменных с уровнем инфляции, для чего рассчитаем коэффициенты корреляции между переменной уровня инфляции и регрессорами. В таблице 3 представлены значения коэффициентов корреляции между текущим значением уровня инфляции и его лагами.

Таблица 3 - Значения коэффициентов корреляции между лагами уровня инфляции

	lnipc	L1. lnipc	L2. lnipc	L3. lnipc	L4. lnipc	L5. lnipc	L6. lnipc	L7. lnipc	L8. lnipc	L9. lnipc	L10. lnipc	L11. lnipc	L12. lnipc
lnipc	1												
L1.	0.3678	1											
L2.	0.1387	0.4057	1										
L3.	0.0669	0.1747	0.4114	1									
L4.	-0.0086	0.091	0.1957	0.4285	1								
L5.	-0.0448	-0.013	0.0824	0.1782	0.4192	1							
L6.	0.0124	-0.0215	0.0045	0.1017	0.1876	0.4117	1						
L7.	-0.16	-0.0038	-0.035	-0.0107	0.0902	0.1888	0.3969	1					
L8.	-0.199	-0.1603	0.008	-0.0315	-0.0117	0.0928	0.1896	0.3992	1				
L9.	-0.1294	-0.1947	-0.1209	0.0333	-0.0265	-0.0105	0.0964	0.1849	0.3945	1			
L10.	-0.0175	-0.0758	-0.0952	-0.0269	0.0681	-0.0342	0.0214	0.0695	0.1651	0.3667	1		
L11.	0.2332	0.0764	0.0361	0.0353	0.0378	0.0387	0.0319	-0.0221	0.0509	0.1542	0.4571	1	
L12.	0.3578	0.287	0.1899	0.181	0.1107	0.0034	0.1134	-0.0331	-0.0307	0.0388	0.2899	0.6274	1

Примечание – Источник: составлено авторами

Расчеты показывают наличие сильной корреляции текущего значения уровня инфляции с первым лагом и с последними двумя. Такой результат может намекать на сезонность динамики уровня инфляции, что должно быть учтено при последующем моделировании. Для остальных лагов наблюдается разнонаправленная взаимозависимость с текущим уровнем инфляции, однако по модулю значения коэффициентов корреляции не превосходят 0.2.

Между инфляцией и ценами на нефтепродукты не наблюдается сильной корреляции за исключением корреляции с некоторыми отдельными лагами цен на нефтепродукты. Следует отметить увеличение по модулю значений коэффициентов корреляции между текущим значением темпов роста цен на нефтепродукты и их 12-ым лагом. Особенно характерно данный феномен выражен для цен на дизельное топливо (значение коэффициента корреляции с 12-ым лагом составляет 0.2369), что может говорить о сезонности динамики цен на дизельное топливо.

Чтобы проверить нормальность распределения данных, были использованы графические методы анализа нормальности распределения. Для зависимой переменной – логарифма уровня инфляции были построены ядерная оценка плотности распределения (рисунок 1) и нормальный график квантиль-квантиль (рисунок 2).

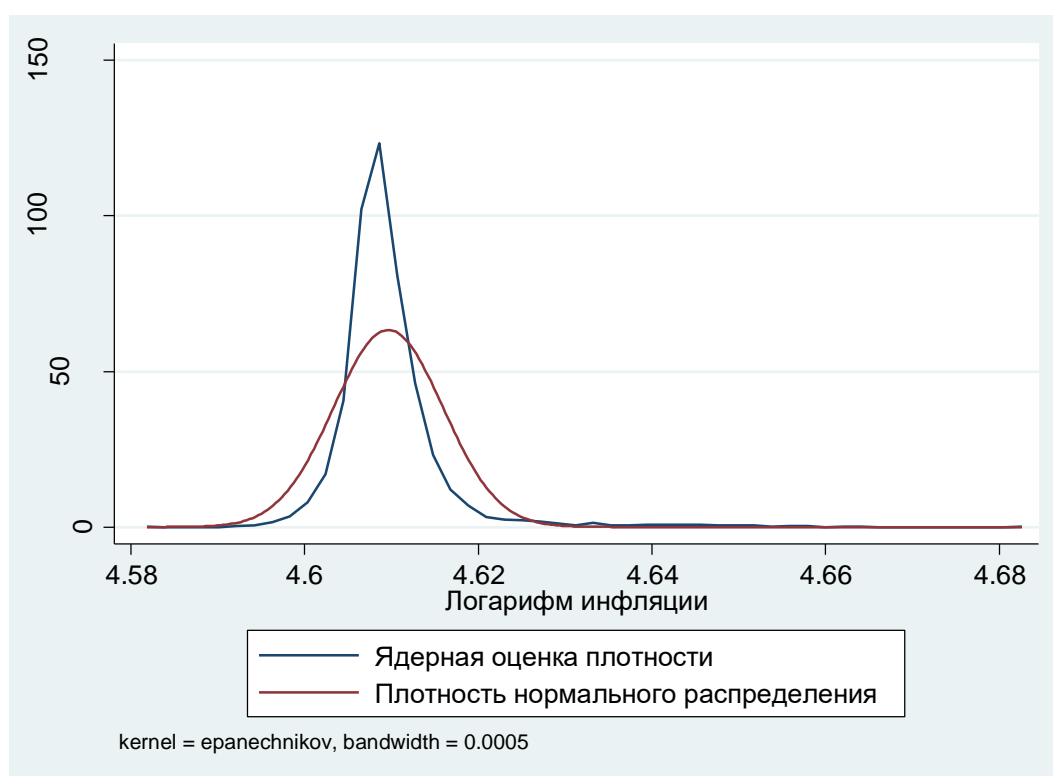


Рисунок 1 - Сравнение ядерной плотности распределения логарифма инфляции с нормальным распределением

Примечание – Источник: составлено авторами

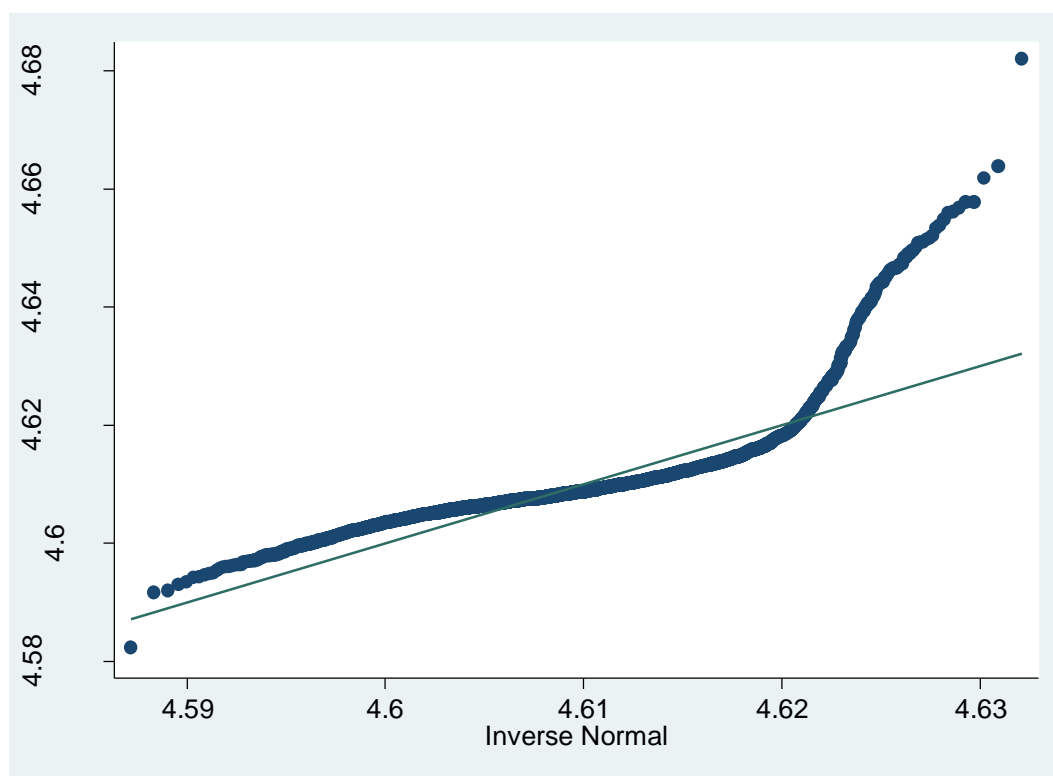


Рисунок 2 - Нормальный график квантиль-квантиль для логарифма инфляции  
Примечание – Источник: составлено авторами

Из рисунка 1 видно, что распределение ядерной функции плотности близко к нормальному, однако для большего числа наблюдений значение логарифма инфляции находится в районе от 4.6 до 4.62, поэтому плотность распределения на данном участке сильно превышает плотность нормального распределения. Нормальный график квантиль-квантиль сравнивает распределение исходных данных с нормальным, которое представлено на графике биссектрисой угла, идущего из начала координат. Чем больше распределение исходных данных соответствует нормальному, тем больше график распределения исходных данных лежит на прямой нормального распределения. В нашем случае можно заметить наличие выбросов на правом хвосте распределения, которые значительно отличаются от нормального распределения. В остальном график распределения исходных данных проходит очень близко к прямой нормального распределения.

Проблема работы с месячными данными и оценкой кривой Филлипса заключается в достаточной громоздкости модели, поскольку модель предполагает суммарный лаг длиной в год, то есть использование в уравнении 12-ти лагов, и сложности уловить влияние переменных на уровень инфляции в каждом отдельном месяце, что может привести к смещенной оценке суммарного влияния. По данной причине база данных была

так же собрана на квартальном уровне, то есть все переменные были агрегированы по кварталам. Таким образом в исследовании используются квартальные данные по всем восьмидесяти пяти российским регионам с первого квартала 2015 года по первый квартал 2020 года, то есть всего в панели 21 период времени.

Квартальные переменные подверглись точно такому же преобразованию, что и месячные. Темпы роста цен на нефтепродукты и темпы роста валютного курса теперь представлены по отношению к предыдущему кварталу. Для пересчета индекса промышленного производства из цепного в базисный в качестве базы теперь стал использоваться первый квартал 2015-го года.

Описательная статистика преобразованных переменных представлена в таблице 4.

Таблица 4 - Описательная статистика логарифмированных переменных кривой Филлипса на квартальных данных

Переменная		Среднее	Стандартное отклонение	Минимальное значение	Максимальное значение	Количество наблюдений
Логарифм уровня инфляции	overall	4.609598	0.005277	4.597609	4.648676	N = 1785
	between		0.0004848	4.608578	4.611824	n = 85
	within		0.0052549	4.596054	4.646549	T = 21
Логарифм темпов роста цен на бензин марки АИ-92	overall	4.618025	0.0182696	4.529663	4.75059	N = 1785
	between		0.001878	4.610567	4.621028	n = 85
	within		0.0181739	4.529646	4.750574	T = 21
Логарифм темпов роста цен на бензин марки АИ-95	overall	4.617423	0.0164713	4.527592	4.722369	N = 1785
	between		0.0017041	4.609387	4.619749	n = 85
	within		0.0163839	4.530403	4.723047	T = 21
Логарифм темпов роста цен на дизельное топливо	overall	4.621182	0.0211688	4.526759	4.750847	N = 1785
	between		0.0016258	4.612238	4.624987	n = 85
	within		0.021107	4.522953	4.747673	T = 21
Логарифм темпов роста валютного курса	overall	4.607488	0.0771594	4.421419	4.785501	N = 1785
	between		0	4.607488	4.607488	n = 85
	within		0.0771594	4.421419	4.785501	T = 21
Разрыв выпуска	overall	0.0012582	0.0509204	-0.5051579	0.326632	N = 1785
	between		0.0022736	-0.0156798	0.0021089	n = 85
	within		0.0508702	-0.4907364	0.3354601	T = 21

Примечание – Источник: составлено авторами

Очевидно, что по сравнению с месячными данными статистика по квартальным данным не сильно изменилась, и все вышеуказанные для месячных данных замечания справедливы и для квартальных. Следует отметить, что среди используемых переменных цен на нефтепродукты наибольшее среднее значение логарифма темпов роста и

наибольшее стандартное отклонение наблюдаются для дизельного топлива, что говорит о его большим изменении за рассматриваемый период по сравнению с другими переменными цен на нефтепродукты. А в контексте российской специфики ценообразования на рынке нефтепродуктов можно говорить о больших темпах роста цен на дизельное топливо по сравнению с другими анализируемыми нефтепродуктами.

Далее для анализа взаимосвязи переменных были рассчитаны коэффициенты корреляции между текущим уровнем инфляции и регрессорами. В таблице 5 представлены значения коэффициентов корреляции между текущим значением уровня инфляции и его лагами.

Таблица 5 - Значения коэффициентов корреляции между лагами уровня инфляции для квартальных данных

	lnipc	L. lnipc	L2. lnipc	L3. lnipc	L4. lnipc
lnipc	1				
L1.	0.1218	1			
L2.	-0.0749	0.1813	1		
L3.	-0.1898	-0.0575	0.1642	1	
L4.	0.432	0.2916	0.0978	0.0007	1

Примечание – Источник: составлено авторами

После агрегирования по кварталам сохранилась сильная взаимозависимость между текущим уровнем инфляции и его 4-ым лагом. Коэффициент корреляции составил 0.432. Надо отметить, что значения всех коэффициентов корреляции при агрегировании данных по кварталам должны по модулю возрасти, так как квартальные эффекты выражены ярче, поскольку за квартал переменные меняются сильнее. Кроме того, на месячных данных были длительные периоды, когда переменные не изменялись, особенно это касается цен на нефтепродукты. При агрегировании по кварталам, если в квартал попал хотя бы один месяц, в котором произошло изменение цен на нефтепродукты, уровень цен в этом квартале уже будет различаться со значением предыдущего квартала. Таким образом длительные периоды постоянства переменных были нивелированы.

Далее был проведен анализ распределения исходных данных на предмет соответствия распределения нормальному на квартальных данных. На рисунке 3 представлена ядерная оценка плотности распределения логарифма уровня инфляции.

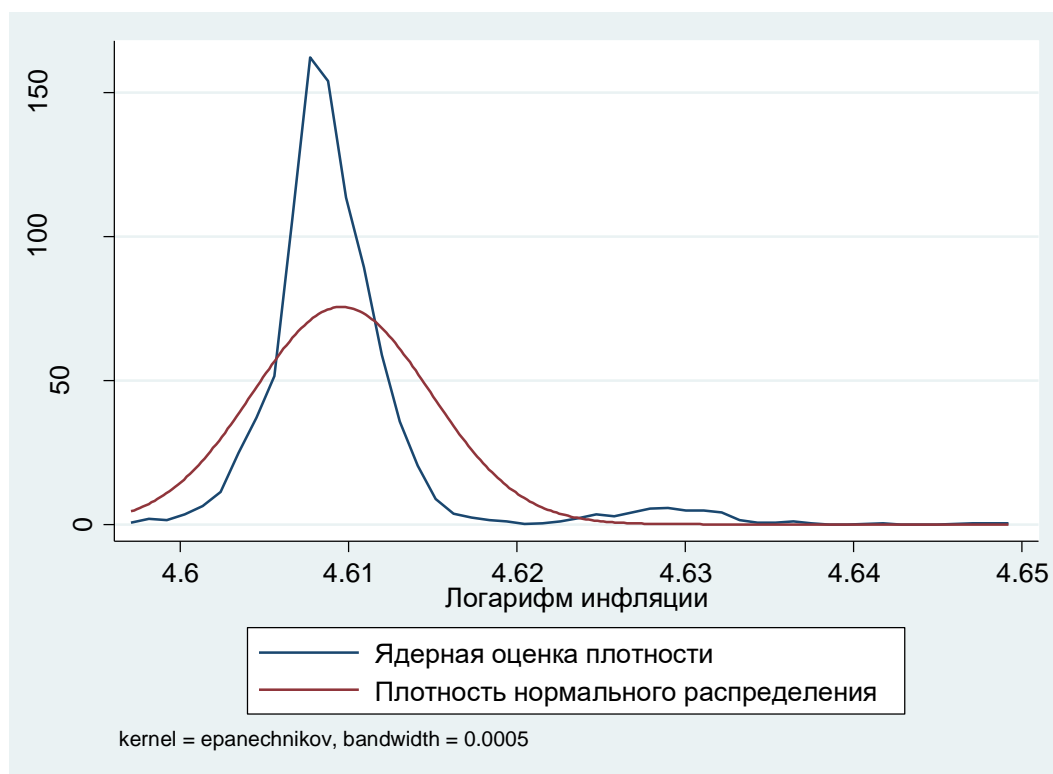


Рисунок 3 - Сравнение ядерной плотности распределения логарифма инфляции с нормальным распределением для квартальных данных

Примечание – Источник: составлено авторами

Из графика видно, что при агрегировании данных по кварталам произошло большее центрирование значений логарифма инфляции вокруг точки 4.61. В то же время можно сказать, как и в случае с месячными данными, что график плотности распределения исходных данных логарифма инфляции близок к графику плотности нормального распределения.

На рисунке 4 представлен график нормальный квантиль-квантиль для логарифма уровня инфляции.



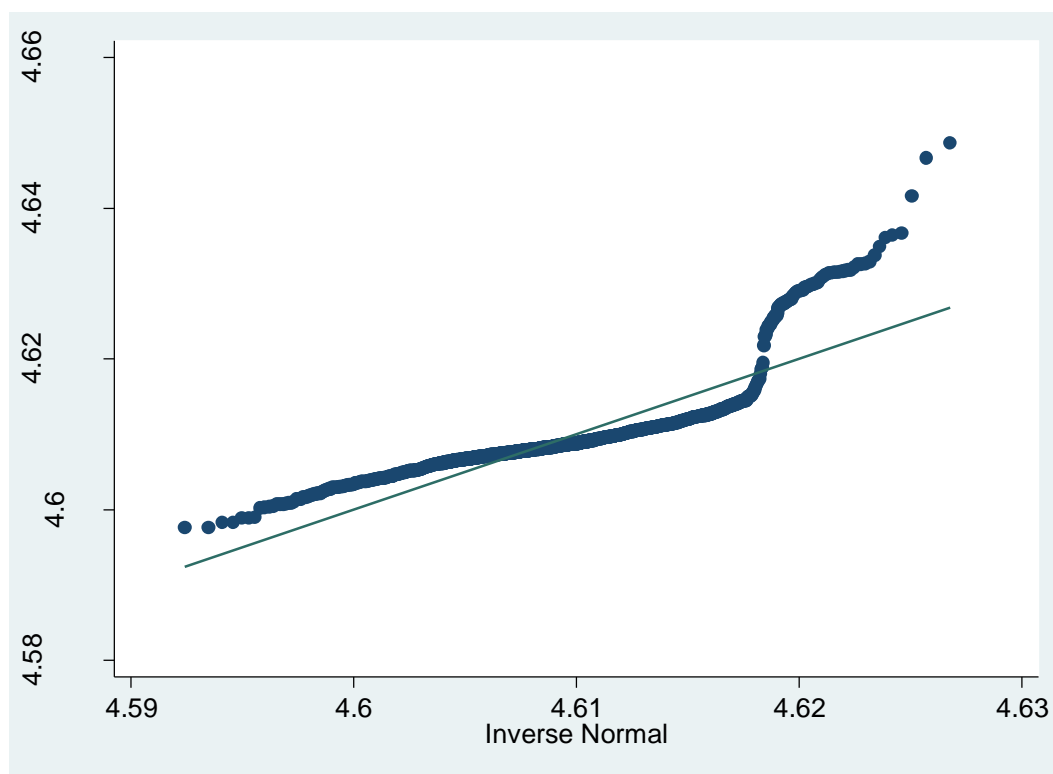


Рисунок 4 - Нормальный график квантиль-квантиль для логарифма инфляции для  
квартальных данных

Примечание – Источник: составлено авторами

Судя по графику правый хвост распределения стал ближе к прямой нормального распределения, что может говорить о большей схожести распределения данных по уровню инфляции с нормальным.

Дальнейший анализ данных и моделирование устроены следующим образом. Сначала были получены оценки на панельных данных по месячным данным. Затем были получены оценки на панельных данных по квартальным данным. Затем при моделировании была учтена динамическая структура данных и были получены оценки обобщенным методом моментов Ареллано-Бонда.

В таблице 6 представлены гипотезы относительно предполагаемого влияния используемых в модели переменных на уровень инфляции.

Таблица 6 – Гипотезы относительно влияния переменных на уровень инфляции

Переменная	Направление влияния	Объяснение
Цена на нефтепродукты	+	Рост цен на нефтепродукты переносится в общий рост цен из-за увеличения затрат, прежде всего транспортных, у производителей товаров и услуг.
Валютный курс	+	Увеличение номинального валютного курса приводит к удорожанию импортных товаров, что приводит к увеличению уровня инфляции.
Разрыв выпуска	+	Увеличение разницы между фактическим индексом промышленного производства и потенциальным приводит к увеличению уровня инфляции

Примечание – Источник: составлено авторами

Данные гипотезы выдвинуты относительно суммарного влияния переменных, то есть относительно знаков эффектов переноса, а не оценок коэффициентов.

## 2 Проведение количественной оценки переноса розничных цен на нефтепродукты на региональный уровень инфляции в РФ

В данной главе проведено количественное оценивание эффектов переноса, представлены методы оценивания и получены итоговые результаты.

В начале оценивание эффектов переноса проводится на базе с месячными данными. В качестве модели для оценивания выбрана панельная модель с фиксированными эффектами, поскольку данные собраны на уровне регионов, и предполагается, что у регионов есть какие-то индивидуальные особенности. В то же время индивидуальные эффекты не могут быть случайными, поскольку при оценивании используются все 85 российских регионов, и невозможно случайно выбрать данные регионы.

Однако прежде, чем перейти к оцениванию, необходимо убедиться в стационарности переменных. Часть рядов, то есть данные в некоторых регионах могут быть нестационарны, для проверки наличия нестационарных временных рядов в панели используется тест множителей Лагранжа Хадри. Его нулевая гипотеза заключается в том, что все панели стационарны, то есть, в нашем случае, что ряды тестируемой переменной стационарны во всех регионах. Результаты теста множителей Лагранжа Хадри для каждой из моделируемых переменных представлены в таблицах 7-12.

Таблица 7 - Результаты теста множителей Лагранжа Харди для логарифма инфляции

Тест множителей Лагранжа Hadri для $\ln ipc$		
Но: Все панели стационарны	Количество объектов панели = 85	
На: В некоторых панелях присутствуют единичные корни	Количество временных периодов = 65	
Временной тренд:	Не включен	Asymptotics: T, N $\rightarrow$ Infinity sequentially
Гетероскедастичность:	Робастный	
LR variance:	(не используется)	
	Значение статистики	p-value
z	44.4485	0.0000

Примечание – Источник: составлено авторами

Таблица 8 - Результаты теста множителей Лагранжа Харди для логарифма темпа роста цен на бензин марки АИ-92

Тест множителей Лагранжа Hadri для $\ln ai92\_rost$		
Но: Все панели стационарны	Количество объектов панели = 85	
На: В некоторых панелях присутствуют единичные корни	Количество временных периодов = 65	
Временной тренд:	Не включен	Asymptotics: T, N $\rightarrow$ Infinity sequentially
Гетероскедастичность:	Робастный	
LR variance:	(не используется)	
	Значение статистики	p-value
z	-1.7842	0.9628

Примечание – Источник: составлено авторами

Таблица 9 - Результаты теста множителей Лагранжа Харди для логарифма темпа роста цен на бензин марки АИ-95

Тест множителей Лагранжа Hadri для lnai95_rost		
Но: Все панели стационарны		Количество объектов панели = 85
На: В некоторых панелях присутствуют единичные корни		Количество временных периодов = 65
Временной тренд:	Не включен	Asymptotics: T, N -> Infinity sequentially
Гетероскедастичность:	Робастный	
LR variance:	(не используется)	
	Значение статистики	p-value
z	-1.9709	0.9756

Примечание – Источник: составлено авторами

Таблица 10 - Результаты теста множителей Лагранжа Харди для логарифма темпа роста цен на дизельное топливо

Тест множителей Лагранжа Hadri для lndiesel_rost		
Но: Все панели стационарны		Количество объектов панели = 85
На: В некоторых панелях присутствуют единичные корни		Количество временных периодов = 65
Временной тренд:	Не включен	Asymptotics: T, N -> Infinity sequentially
Гетероскедастичность:	Робастный	
LR variance:	(не используется)	
	Значение статистики	p-value
z	2.3659	0.0090

Примечание – Источник: составлено авторами

Таблица 11 - Результаты теста множителей Лагранжа Харди для логарифма темпа роста валютного курса

Тест множителей Лагранжа Hadri для lncurs_rost		
Но: Все панели стационарны		Количество объектов панели = 85
На: В некоторых панелях присутствуют единичные корни		Количество временных периодов = 65
Временной тренд:	Не включен	Asymptotics: T, N -> Infinity sequentially
Гетероскедастичность:	Робастный	
LR variance:	(не используется)	
	Значение статистики	p-value
z	-3.5571	0.9998

Примечание – Источник: составлено авторами

Таблица 12 - Результаты теста множителей Лагранжа Харди для разрыва выпуска

Тест множителей Лагранжа Hadri для razrny		
Но: Все панели стационарны		Количество объектов панели = 85
На: В некоторых панелях присутствуют единичные корни		Количество временных периодов = 65
Временной тренд:	Не включен	Asymptotics: T, N -> Infinity sequentially
Гетероскедастичность:	Робастный	
LR variance:	(не используется)	
	Значение статистики	p-value
z	-5.87	1.0000

Примечание – Источник: составлено авторами

Результаты теста показывают, что ряды данных для темпов роста цен на бензин, темпов роста валютного курса и разрыва выпуска стационарны во всех регионах. В то же время в некоторых регионах не стационарны уровень инфляции и темп роста цен на дизельное топливо. Однако, поскольку моделирование происходит на панельных данных нестационарность данных в некоторых регионах и отклонение распределения логарифма инфляции от нормального не столь критичны, как при анализе пространственных данных и временных рядов.

Возможная проблема, которая может вызвать смещенные результаты оценивания – эндогенность разрыва выпуска. Разрыв выпуска может быть эндогенен из-за наличия двусторонней причинно-следственной связи. Увеличение разрыва выпуска увеличивает уровень инфляции, а поскольку в данных по разрыву выпуска часто наблюдается недопроизводство (фактический выпуск меньше потенциального), больший уровень инфляции должен только больше увеличивать недопроизводство и значение разрыва выпуска. В следующей спецификации панельной модели учтена возможная эндогенность разрыва выпуска, инструментами для разрыва выпуска послужили лаги разрыва. Таким образом, поскольку в данной спецификации используется по 12 лагов переменных, эндогенных переменных оказалось 13. Соответственно, в качестве инструментов использовались 13 лагов разрыва выпуска. Результаты оценки данной спецификации представлены в таблице 13.

Таблица 13 - Оценки коэффициентов кривой Филлипса на месячных данных с эндогенным разрывом выпуска панельной моделью с фиксированными эффектами

Переменная	Используемые в модели цены на нефтепродукты		
	Бензин марки АИ-92	Бензин марки АИ-95	Дизельное топливо
Лаги уровня инфляции			
L1.	0.178*** (0.015)	0.177*** (0.015)	0.194*** (0.015)
L2.	-0.065*** (0.015)	-0.068*** (0.015)	-0.06*** (0.015)
L3.	-0.066*** (0.015)	-0.067*** (0.015)	-0.053*** (0.015)
L4.	-0.039*** (0.015)	-0.042*** (0.015)	-0.038*** (0.015)
L5.	-0.064*** (0.016)	-0.066*** (0.016)	-0.071*** (0.016)
L6.	-0.006 (0.015)	-0.003 (0.015)	0.004 (0.015)
L7.	-0.133*** (0.014)	-0.132*** (0.014)	-0.109*** (0.015)
L8.	-0.083*** (0.014)	-0.083*** (0.014)	-0.065*** (0.015)
L9.	-0.064*** (0.015)	-0.067*** (0.015)	-0.041*** (0.015)
L10.	-0.042*** (0.015)	-0.042*** (0.015)	-0.025*** (0.015)

L11.	0.084*** (0.015)	0.086*** (0.015)	0.099*** (0.015)
Продолжение таблицы 13			
L12.	0.173*** (0.013)	0.18*** (0.013)	0.185*** (0.013)
Темпы роста цен на нефтепродукты	0.013*** (0.005)	0.013** (0.005)	0.017*** (0.004)
L1.	-0.004 (0.005)	-0.004 (0.005)	0.01*** (0.004)
L2.	0.005 (0.005)	0.013** (0.005)	0.008** (0.004)
L3.	0.006 (0.005)	0.01* (0.005)	0.011*** (0.004)
L4.	0.004 (0.005)	0.009* (0.005)	0.09** (0.004)
L5.	-0.007 (0.005)	-0.001 (0.005)	0.007* (0.004)
L6.	0.027*** (0.005)	0.031*** (0.005)	0.011*** (0.004)
L7.	0.041*** (0.005)	0.049*** (0.005)	0.001 (0.004)
L8.	0.034*** (0.005)	0.036*** (0.005)	0.018*** (0.004)
L9.	0.006 (0.005)	0.011** (0.005)	-0.014*** (0.004)
L10.	0.005 (0.005)	0.002 (0.005)	-0.013*** (0.004)
L11.	0.009* (0.005)	0.015*** (0.005)	0.003 (0.004)
L12.	-0.011*** (0.004)	-0.015*** (0.005)	-0.002 (0.004)
Темпы роста валютного курса	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)
L1.	0.009*** (0.002)	0.009*** (0.002)	0.011*** (0.002)
L2.	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
L3.	-0.01*** (0.002)	-0.01*** (0.002)	-0.005** (0.002)
L4.	0.006** (0.002)	0.006** (0.002)	0.012*** (0.002)
L5.	0.009*** (0.003)	0.008*** (0.003)	0.014*** (0.002)
L6.	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.0003 (0.002)
L7.	0.017*** (0.002)	0.017*** (0.002)	0.019*** (0.002)
L8.	0.016*** (0.002)	0.015*** (0.002)	0.016*** (0.002)
L9.	0.004** (0.002)	0.004** (0.002)	0.005*** (0.002)
L10.	0.009*** (0.002)	0.009*** (0.002)	0.009*** (0.002)
L11.	0.019*** (0.002)	0.019*** (0.002)	0.015*** (0.002)
L12.	-0.005*** (0.002)	-0.006*** (0.001)	-0.005*** (0.001)
Разрыв выпуска	-0.0014 (0.0021)	-0.0018 (0.0021)	-0.0002 (0.0022)
L1.	0.0011	0.0013*	0.0009

	(0.0007)	(0.0007)	(0.0008)
L2.	0.0003 (0.0004)	0.0003 (0.0004)	0.0002 (0.0004)

Продолжение таблицы 13

L3.	-0.001** (0.0004)	-0.001** (0.0004)	-0.0009** (0.0004)
L4.	0.0001 (0.0004)	0 (0.0004)	0.0004 (0.0004)
L5.	-0.0005 (0.0004)	-0.0005 (0.0004)	-0.0004 (0.0004)
L6.	0.0004 (0.0004)	0.0004 (0.0004)	0.0003 (0.0004)
L7.	0.0019*** (0.0004)	0.0019*** (0.0004)	0.0018*** (0.0004)
L8.	-0.0022*** (0.0004)	-0.0022*** (0.0004)	-0.002*** (0.0004)
L9.	-0.0012*** (0.0005)	-0.0012*** (0.0005)	-0.0011** (0.0005)
L10.	-0.0015*** (0.0004)	-0.0015*** (0.0004)	-0.0014*** (0.0004)
L11.	0.0003 (0.0004)	0.0003 (0.0004)	0.0001 (0.0004)
L12.	-0.0002 (0.0007)	-0.0001 (0.0007)	-0.0005 (0.0008)
константа	5.199*** (0.202)	5.201*** (0.2)	5.05*** (0.173)
Стандартное отклонение индивидуальных эффектов	0.0004	0.0004	0.0003
Стандартное отклонение остатков регрессии	0.0028	0.0028	0.0029
Доля дисперсии, объясняемая индивидуальными эффектами	0.021	0.021	0.014
Количество наблюдений	4420	4420	4420
corr( $u_i$ , $X_b$ )	-0.0359	-0.0407	-0.0035
R <sup>2</sup> within	0.3903	0.3923	0.3739
R <sup>2</sup> between	0.1335	0.0794	0.0209
R <sup>2</sup> overall	0.3829	0.3846	0.3706
p-значение теста Вальда	0.5204	0.4465	0.9904

Примечание – Источник: составлено авторами

Как видно из результатов оценивания p-значения теста Вальда больше уровня значимости, из-за чего не отвергается гипотеза о равенстве нулю всех индивидуальных эффектов.

Как было отмечено в прошлой главе, проблемы с оцениванием могут возникнуть также из-за выбранной периодичности данных. Оценивание на месячных данных требует использования большого числа регрессоров, что усложняет оценивание. К тому же в месячных данных у некоторых переменных существуют длительные периоды неизменности их значений. Это касается в первую очередь цен на нефтепродукты, поскольку между Правительством и нефтяниками было заключено соглашение о

заморозке цен на нефтепродукты. По вышеуказанным причинам оценить влияние переменных на уровень инфляции на месячных данных может быть сложно, поскольку это влияние мало по магнитуде и может не значимо отличаться от нуля. Поэтому авторы исследования провели агрегирование данных по кварталам. Для квартальных данных была повторена процедура тестирования переменных на стационарность.

Результаты теста множителей Лагранжа Хадри представлены в таблицах 14-19. Данный тест так же, как и для месячных данных, показывает, что цены на бензин, темп роста валютного курса и разрыв выпуска стационарны во всех регионах, а для уровня инфляции и темпов роста цен на дизельное топливо существуют регионы, в которых данные ряды данных являются нестационарными.

Таблица 14 - Результаты теста множителей Лагранжа Хадри для логарифма инфляции на квартальных данных

Тест множителей Лагранжа Hadri для lnipc		
Ho: Все панели стационарны		Количество объектов панели = 85
Ha: В некоторых панелях присутствуют единичные корни		Количество временных периодов = 21
Временной тренд:	Не включен	Asymptotics: T, N -> Infinity sequentially
Гетероскедастичность:	Робастный	
LR variance:	(не используется)	
	Значение статистики	p-value
z	17.1827	0.0000

Примечание – Источник: составлено авторами

Таблица 15 - Результаты теста множителей Лагранжа Хадри для логарифма темпа роста цен на бензин марки АИ-92 на квартальных данных

Тест множителей Лагранжа Hadri для lnai92_rost		
Ho: Все панели стационарны		Количество объектов панели = 85
Ha: В некоторых панелях присутствуют единичные корни		Количество временных периодов = 21
Временной тренд:	Не включен	Asymptotics: T, N -> Infinity sequentially
Гетероскедастичность:	Робастный	
LR variance:	(не используется)	
	Значение статистики	p-value
z	-3.7916	0.9999

Примечание – Источник: составлено авторами

Таблица 16 - Результаты теста множителей Лагранжа Хадри для логарифма темпа роста цен на бензин марки АИ-95 на квартальных данных

Тест множителей Лагранжа Hadri для lnai95_rost		
Ho: Все панели стационарны		Количество объектов панели = 85
Ha: В некоторых панелях присутствуют единичные корни		Количество временных периодов = 21
Временной тренд:	Не включен	Asymptotics: T, N -> Infinity sequentially
Гетероскедастичность:	Робастный	
LR variance:	(не используется)	
	Значение статистики	p-value



z	-3.9963	1.0000
---	---------	--------

Примечание – Источник: составлено авторами

Таблица 17 - Результаты теста множителей Лагранжа Хадри для логарифма темпа роста цен на дизельное топливо на квартальных данных

Тест множителей Лагранжа Hadri для Indiesel_rost		
Но: Все панели стационарны	Количество объектов панели = 85	
На: В некоторых панелях присутствуют единичные корни	Количество временных периодов = 21	
Временной тренд:	Не включен	Asymptotics: T, N $\rightarrow$ Infinity sequentially
Гетероскедастичность:	Робастный	
LR variance:	(не используется)	
	Значение статистики	p-value
z	4.8195	0.0000

Примечание – Источник: составлено авторами

Таблица 18 - Результаты теста множителей Лагранжа Хадри для логарифма темпа роста валютного курса на квартальных данных

Тест множителей Лагранжа Hadri для Incurs_rost		
Но: Все панели стационарны	Количество объектов панели = 85	
На: В некоторых панелях присутствуют единичные корни	Количество временных периодов = 21	
Временной тренд:	Не включен	Asymptotics: T, N $\rightarrow$ Infinity sequentially
Гетероскедастичность:	Робастный	
LR variance:	(не используется)	
	Значение статистики	p-value
z	-7.2643	1.0000

Примечание – Источник: составлено авторами

Таблица 19 - Результаты теста множителей Лагранжа Хадри для разрыва выпуска на квартальных данных

Тест множителей Лагранжа Hadri для газгув		
Но: Все панели стационарны	Количество объектов панели = 85	
На: В некоторых панелях присутствуют единичные корни	Количество временных периодов = 21	
Временной тренд:	Не включен	Asymptotics: T, N $\rightarrow$ Infinity sequentially
Гетероскедастичность:	Робастный	
LR variance:	(не используется)	
	Значение статистики	p-value
z	-3.1907	0.9993

Примечание – Источник: составлено авторами

Тем не менее, для выявления регионов с нестационарными рядами данных для переменных темпов роста цен на нефтепродукты и разрыва выпуска были проведены тесты Дики-Фуллера для каждого региона отдельно. Нулевая гипотеза теста подразумевает наличие единичных корней, поэтому, если р-значение оказывается больше 0.05, то ряд данных в этом регионе оказывается нестационарным. Результаты тестов Дики-Фуллера представлены в таблице 20.

Таблица 20 – Результаты тестов Дики-Фуллера на стационарность временных рядов для российских регионов

№	Регион	Логарифм темпов роста цен на бензин марки АИ-92	Логарифм темпов роста цен на бензин марки АИ-95	Логарифм темпов роста цен на дизельное топливо	Разрыв выпуска
1	Алтайский край	0.0021	0.001	0.0505*	0.001
2	Амурская область	0.0011	0.0019	0.0296	0.002
3	Архангельская область	0.004	0.0043	0.0025	0
4	Астраханская область	0.0005	0.0009	0.0308	0.0694*
5	Белгородская область	0.0002	0.0004	0.0071	0.7043*
6	Брянская область	0	0	0.0244	0.0044
7	Владимирская область	0.0006	0.0016	0.0178	0.0013
8	Волгоградская область	0.0016	0.0019	0.017	0.0029
9	Вологодская область	0.022	0.0381	0.0611*	0
10	Воронежская область	0.0028	0.0027	0.0197	0.0063
11	Еврейская автономная область	0.0189	0.0156	0.0144	0.0203
12	Забайкальский край	0.0006	0.0001	0.1268*	0.0002
13	Ивановская область	0.0003	0.0005	0.0165	0.0002
14	Иркутская область	0.0003	0	0.0151	0.0632*
15	Кабардино-Балкарская Республика	0.0019	0.01	0.0554*	0.038
16	Калининградская область	0.0031	0.0086	0.0623*	0.0001
17	Калужская область	0.0108	0.0185	0.0228	0.0119
18	Камчатский край	0.0018	0.0003	0.1382*	0.0643*
19	Карачаево-Черкесская Республика	0.0017	0.0011	0.0343	0.0035
20	Кемеровская область	0.0006	0.0002	0.0317	0.0065
21	Кировская область	0.0001	0.0006	0.0041	0.0006
22	Костромская область	0.0029	0.0036	0.0106	0.0005
23	Краснодарский край	0.004	0.003	0.0454	0.0186
24	Красноярский край	0.001	0.0021	0.0401	0.1468*
25	Курганская область	0.0002	0.0006	0.0186	0.2174*
26	Курская область	0.0004	0.0006	0.0092	0.0012
27	Ленинградская область	0.039	0.0605*	0.0507*	0.0011
28	Липецкая область	0.001	0.0036	0.0201	0.0042
29	Магаданская область	0.0009	0.0001	0.0038	0.0002
30	Москва	0.0195	0.0179	0.0258	0.1072*
31	Московская область	0.0109	0.0022	0.0562*	0.1152*
32	Мурманская область	0.0013	0.0013	0.0109	0.0002
33	Ненецкий автономный округ	0.0006	0.1385*	0.0245	0.011
34	Нижегородская область	0.0018	0.0024	0.0233	0.0009
35	Новгородская область	0.0135	0.0016	0.0511*	0.0834*
36	Новосибирская область	0.0017	0.0002	0.0176	0.0003
37	Омская область	0.0009	0	0.038	0

Продолжение таблицы 20

38	Оренбургская область	0.0037	0.0272	0.0213	0.0094
39	Орловская область	0.0014	0.0017	0.0514*	0.0026
40	Пензенская область	0.0005	0.0021	0.0257	0.006
41	Пермский край	0.0011	0.0036	0.0138	0
42	Приморский край	0.0065	0.0067	0.0837*	0.0003
43	Псковская область	0.0018	0.0001	0.0445	0.2751*
44	Республика Адыгея (Адыгея)	0.002	0.0019	0.0663*	0.2798*
45	Республика Алтай	0.0041	0.003	0.0935*	0.0007
46	Республика Башкортостан	0.0016	0.0023	0.0094	0.0011
47	Республика Бурятия	0.0002	0.0005	0.0818*	0.0046
48	Республика Дагестан	0.0161	0.0177	0.1321*	0.0003
49	Республика Ингушетия	0.021	0.0109	0.0981*	0.0074
50	Республика Калмыкия	0.0049	0.0069	0.1041*	0.0006
51	Республика Карелия	0.0021	0.0024	0.0569*	0
52	Республика Коми	0.002	0.0072	0.0024	0.1219*
53	Республика Крым	0.0898*	0.0046	0.1134*	0.002
54	Республика Марий Эл	0.0002	0.0008	0.0064	0
55	Республика Мордовия	0.0002	0.005	0.0427	0.0037
56	Республика Саха (Якутия)	0.0704*	0.049	0.0773*	0.0076
57	Республика Северная Осетия - Алания	0.0035	0.0138	0.0507*	0.088*
58	Республика Татарстан (Татарстан)	0	0	0.0053	0
59	Республика Тыва	0	0	0.0063	0.001
60	Республика Хакасия	0.0002	0.0002	0.0193	0.0008
61	Ростовская область	0.0102	0.0066	0.0863	0.0004
62	Рязанская область	0.0004	0.001	0.0039	0.0001
63	Самарская область	0.0001	0.0002	0.0027	0
64	Санкт-Петербург	0.0082	0.0112	0.0195	0.0013
65	Саратовская область	0.0045	0.0093	0.0059	0.0087
66	Сахалинская область	0.0429	0.0049	0.0155	0.002
67	Свердловская область	0.0007	0.0005	0.0023	0
68	Севастополь	0.0719*	0.0313	0.1476*	0.0627*
69	Смоленская область	0.0015	0.0027	0.0425	0.0014
70	Ставропольский край	0.0005	0.0017	0.0141	0.0012
71	Тамбовская область	0.0002	0.0003	0.0018	0.0009
72	Тверская область	0.0013	0.0004	0.0199	0.0001
73	Томская область	0.0008	0.0011	0.059*	0.0098
74	Тульская область	0.0021	0.0027	0.0243	0.0318
75	Тюменская область	0.0171	0.0045	0.0052	0.3937*
76	Удмуртская Республика	0.0008	0.0031	0.0052	0.0001
77	Ульяновская область	0.0001	0.0001	0.0049	0.0001

78	Хабаровский край	0.0008	0.0017	0.0575*	0.1883*
----	------------------	--------	--------	---------	---------

Продолжение таблицы 20

79	Ханты-Мансийский автономный округ - Югра	0.0021	0.0045	0.0273	0.0551*
80	Челябинская область	0.0043	0.0092	0.0032	0.0015
81	Чеченская Республика	0.0222	0.0014	0.0418	0.1823*
82	Чувашская Республика - Чувашия	0.0002	0.0003	0.0334	0.0006
83	Чукотский автономный округ	0.0209	0.0034	0.02	0.0008
84	Ямало-Ненецкий автономный округ	0.0212	0.0102	0.038	0.0099
85	Ярославская область	0.0003	0.0004	0.0022	0

Примечания:

1 в таблице указаны р-значения тестов Дики-Фуллера, звездочкой (\*) обозначены переменные не стационарные в данном регионе

2 Источник: составлено авторами

Поскольку для переменной цен на дизельное топливо существуют регионы, в которых данная переменная не стационарна, и поскольку при анализе коэффициентов корреляции текущее значение цен на дизельное топливо коррелировало со своим 12-ым лагом на месячных данных, авторы исследования выдвинули гипотезу о том, что на цены на дизельное топливо оказывают влияние стихийные и сезонные факторы. По этой причине кажется разумным провести сезонное сглаживание рядов цен на дизельное топливо. Графики исходного и сглаженного ряда представлены на рисунке 5. В дальнейшем исследовании происходит оценка моделей с ценами на дизельное топливо, как с исходными, так и со сглаженными данными.

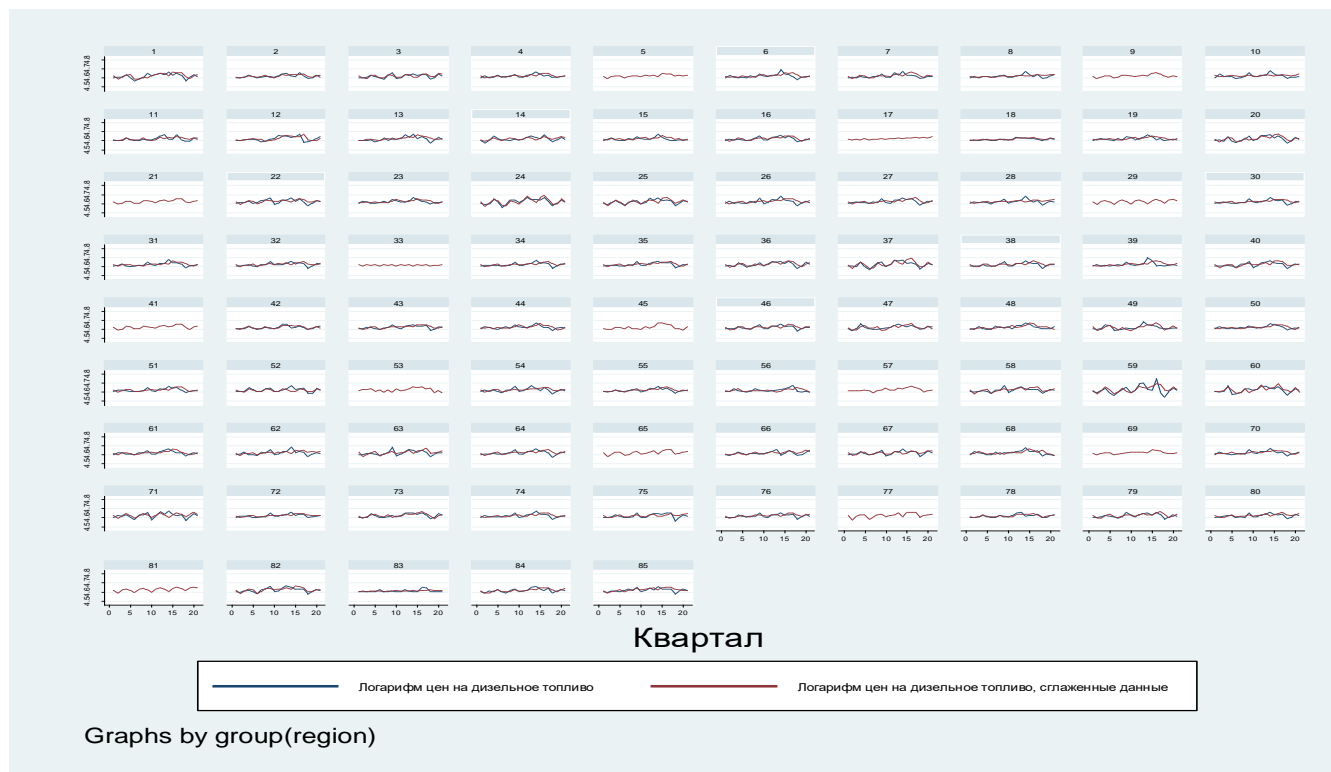


Рисунок 5 - Исходный и сглаженный ряды логарифма темпа роста цен на дизельное топливо по регионам

Примечание – Источник: составлено авторами

В следующей спецификации проведена оценка панельной модели с фиксированными эффектами с учетом эндогенности разрыва выпуска. В данной спецификации имеется 5 эндогенных переменных (разрыв выпуска и его лаги), соответственно для оценки в качестве инструментов подобрано 5 лагов разрыва выпуска. Результаты оценки представлены в таблице 21.

Таблица 21 - Оценки коэффициентов кривой Филлипса на квартальных данных с эндогенным разрывом выпуска панельной моделью с фиксированными эффектами

Переменная	Используемые в модели цены на нефтепродукты			
	Бензин марки АИ-92	Бензин марки АИ-95	Дизельное топливо	Дизельное топливо, сглаженные данные
Лаги уровня инфляции				
L1.	-0.233*** (0.027)	-0.247*** (0.026)	-0.22*** (0.027)	-0.233*** (0.027)
L2.	-0.209*** (0.023)	-0.215*** (0.023)	-0.202*** (0.025)	-0.183*** (0.024)
L3.	-0.304*** (0.027)	-0.306*** (0.026)	-0.2*** (0.027)	-0.264*** (0.027)
L4.	0.312*** (0.026)	0.316*** (0.026)	0.371*** (0.026)	0.283*** (0.027)
Темпы роста цен на нефтепродукты	-0.004 (0.004)	0.003 (0.004)	0.01*** (0.003)	0.029*** (0.004)
L1.	0.033*** (0.004)	0.04*** (0.004)	0.033*** (0.003)	0.009** (0.004)
L2.	0.023*** (0.004)	0.028*** (0.004)	0 (0.003)	-0.012*** (0.004)
L3.	0.021*** (0.004)	0.021*** (0.004)	0.014*** (0.003)	-0.019*** (0.005)
L4.	-0.026*** (0.004)	-0.028*** (0.004)	-0.012*** (0.003)	0.002 (0.004)
Темпы роста валютного курса	-0.008*** (0.002)	-0.009*** (0.001)	-0.01*** (0.002)	-0.007*** (0.002)
L1.	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	0.006*** (0.001)	0.005*** (0.001)
L2.	0.013*** (0.001)	0.012*** (0.001)	0.012*** (0.001)	0.013*** (0.001)
L3.	0.015*** (0.001)	0.014*** (0.001)	0.012*** (0.001)	0.013*** (0.001)
L4.	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
Разрыв выпуска	-0.0047 (0.003)	-0.0046 (0.003)	-0.0006 (0.003)	0.0007 (0.0031)
L1.	0.0033** (0.0016)	0.003* (0.0016)	0.0022 (0.0016)	0.0007 (0.0016)
L2.	-0.0007 (0.0013)	-0.0008 (0.0013)	-0.0016 (0.0013)	-0.0003 (0.0014)
L3.	-0.0042*** (0.0013)	-0.0042*** (0.0012)	-0.0023* (0.0013)	-0.0023* (0.0013)
L4.	0.0005 (0.0012)	0.0005 (0.0012)	-0.0004 (0.0012)	-0.0006 (0.0013)
константа	6.3*** (0.327)	6.326*** (0.322)	5.457*** (0.339)	6.276*** (0.334)
Стандартное отклонение индивидуальных эффектов	0.0005	0.0005	0.0004	0.0005

Продолжение таблицы 21

Стандартное отклонение остатков регрессии	0.0018	0.0018	0.0018	0.0019
Доля дисперсии, объясняемая индивидуальными эффектами	0.079	0.083	0.057	0.066
Количество наблюдений	1360	1360	1360	1360
corr( $u_i$ , $X_b$ )	-0.1067	-0.1143	-0.0565	-0.0844
$R^2$ within	0.4999	0.5134	0.5064	0.4799
$R^2$ between	0.6134	0.4765	0.3796	0.7032
$R^2$ overall	0.4658	0.4775	0.4851	0.452
p-значение теста Вальда	0.2624	0.1518	0.9299	0.744

Примечание – Источник: составлено авторами

В данной спецификации тест Вальда отвергает использование индивидуальных эффектов в модели, отдавая предпочтение обычному МНК. Такие результаты свидетельствуют о наличии еще одной неучтенной проблеме в данных. Авторы выдвинули гипотезу, что динамика инфляции так же подвержена сезонным колебаниям, основываясь на результатах таблиц корреляции текущего уровня инфляции с его лагами. Авторы провели сезонное сглаживание рядов инфляции, динамика исходных и сглаженных рядов показаны на рисунке 6 по регионам.



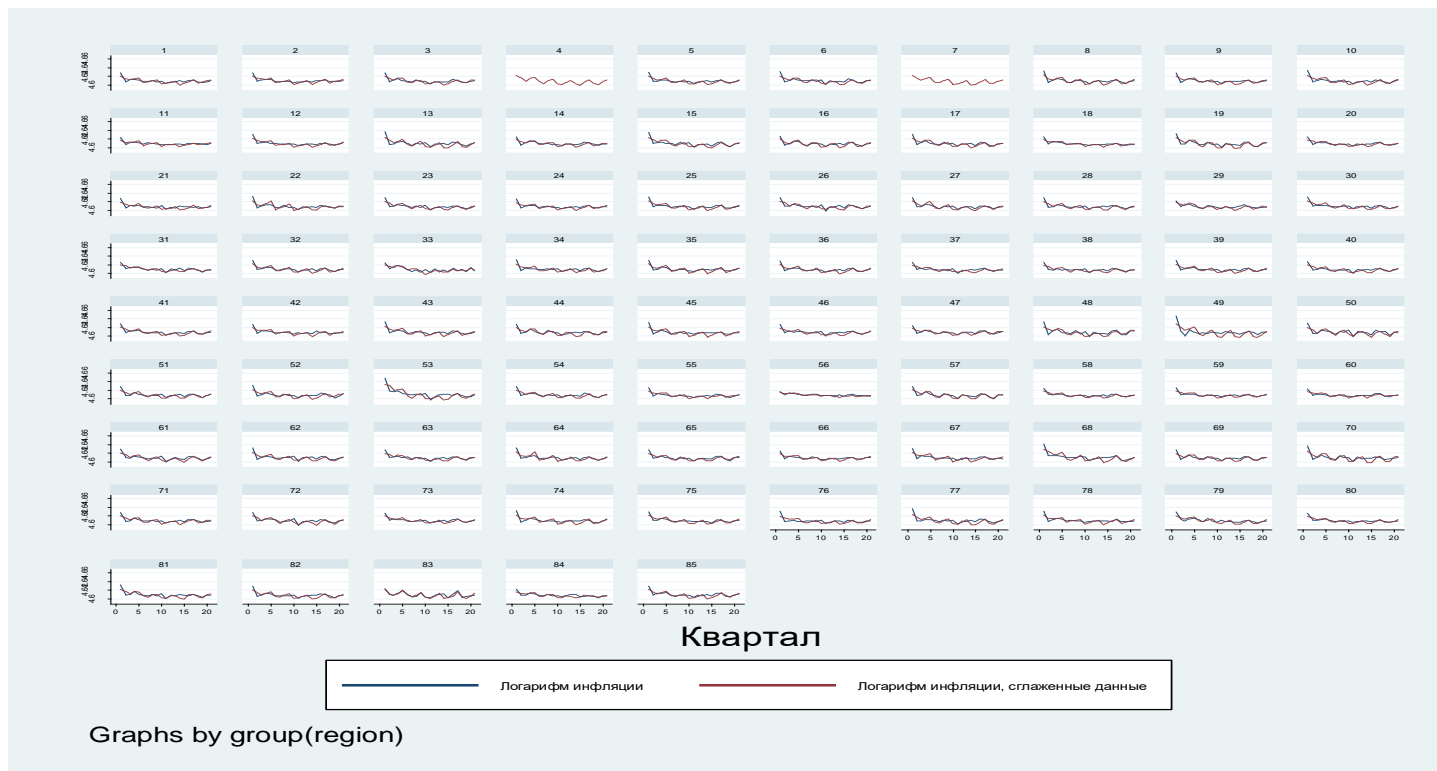


Рисунок 6 - Исходный и сглаженный ряды логарифма инфляции по регионам

Примечание

—

Источник:

составлено

авторами

Для сглаженных данных уровня инфляции также был проведен графический анализ нормальности распределения (рисунки 7-8). Из рисунка 7 видно, что ядерная оценка плотности уровня инфляции стала практически совпадать с плотностью нормального распределения. Нормальный график квантиль-квантиль также показывает, что распределение уровня инфляции практически наложилось на прямую нормального распределения, не считая нескольких выбросов справа и небольшое отклонение слева. Таким образом, процедура сглаживания данных по уровню инфляции должна привести к улучшению качества оценок, что будет проверено в последующих спецификациях.

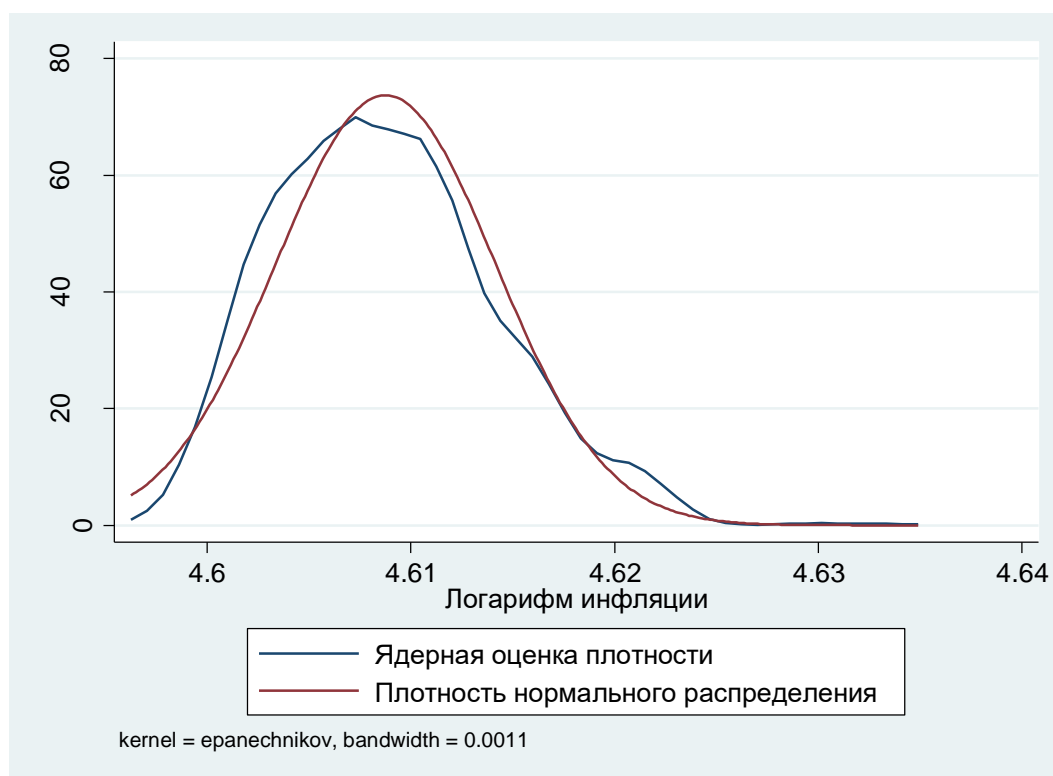


Рисунок 7 - Сравнение ядерной плотности распределения сглаженных данных логарифма инфляции с нормальным распределением для квартальных данных

Примечание – Источник: составлено авторами

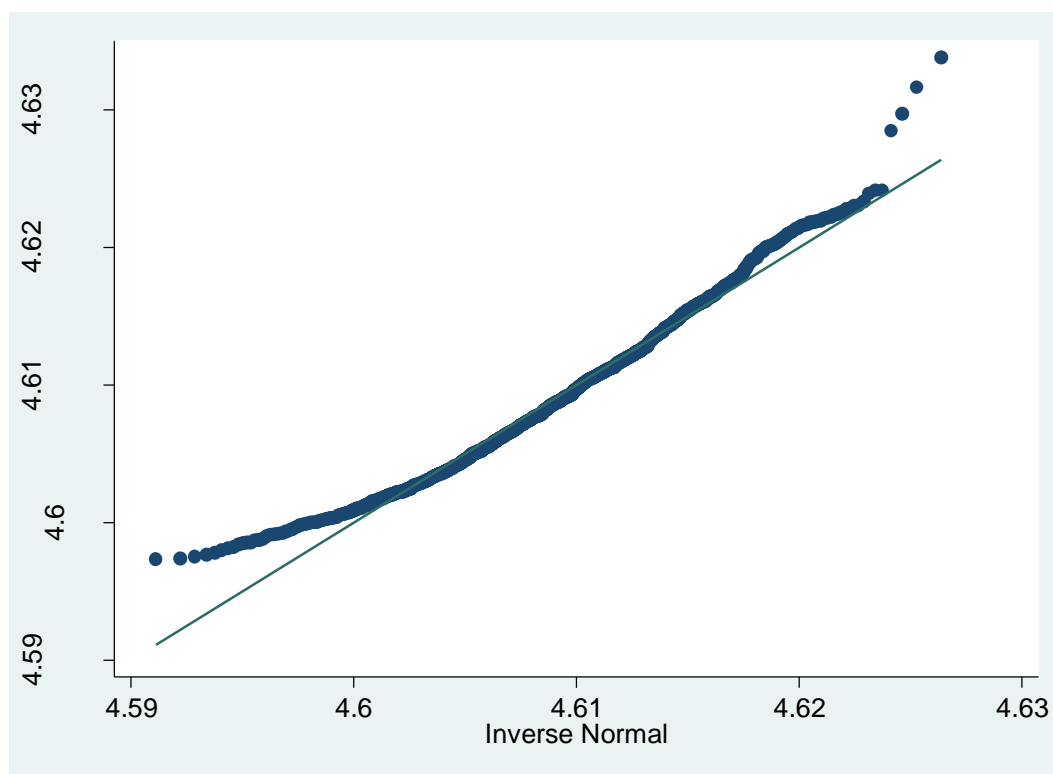


Рисунок 8 - Нормальный график квантиль-квантиль для сглаженных квартальных данных по логарифму инфляции

Примечание – Источник: составлено авторами

В данной спецификации представлена оценка панельной модели с фиксированными эффектами на сглаженных данных по уровню инфляции и с эндогенным разрывом выпуска. Результаты оценивания представлены в таблице 22.

Таблица 22 - Оценки коэффициентов кривой Филлипса на квартальных данных с эндогенным разрывом выпуска и сглаженными данными по логарифму уровня инфляции панельной моделью с фиксированными эффектами

Переменная	Используемые в модели цены на нефтепродукты			
	Бензин марки АИ-92	Бензин марки АИ-95	Дизельное топливо	Дизельное топливо, сглаженные данные
Лаги уровня инфляции				
L1.	-0.133*** (0.016)	-0.12*** (0.017)	-0.129*** (0.017)	-0.135*** (0.017)
L2.	-0.285*** (0.012)	-0.294*** (0.013)	-0.34*** (0.014)	-0.257*** (0.014)
L3.	-0.252*** (0.015)	-0.239*** (0.015)	-0.258*** (0.016)	-0.215*** (0.015)
L4.	0.526*** (0.013)	0.519*** (0.014)	0.58*** (0.015)	0.605*** (0.015)
Темпы роста цен на нефтепродукты	-0.054*** (0.003)	-0.056*** (0.003)	-0.027*** (0.002)	-0.014*** (0.003)
L1.	-0.03*** (0.003)	-0.027*** (0.003)	-0.021*** (0.002)	0.018*** (0.003)
L2.	-0.014*** (0.003)	-0.01*** (0.003)	-0.013*** (0.002)	0.005 (0.004)
L3.	-0.013*** (0.003)	-0.012*** (0.003)	0 (0.002)	0.021*** (0.004)

Продолжение таблицы 22

L4.	-0.012*** (0.003)	-0.012*** (0.003)	0.016*** (0.003)	0.047*** (0.003)
Темпы роста валютного курса	0.001 (0.002)	0 (0.002)	0.002 (0.002)	-0.01*** (0.001)
L1.	0.005*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	-0.001 (0.001)
L2.	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.002*** (0.001)
L3.	0.009*** (0.001)	0.01*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.007*** (0.001)
L4.	0.011*** (0.001)	0.012*** (0.001)	0.01*** (0.001)	0.007*** (0.001)
Разрыв выпуска	0.001 (0.0025)	0.0008 (0.0026)	0.0006 (0.0026)	0.0019 (0.0025)
L1.	0.0026** (0.0013)	0.003** (0.0013)	0.0032** (0.0013)	0.0023* (0.0013)
L2.	-0.0024** (0.001)	-0.0023** (0.0011)	-0.0035*** (0.0011)	-0.0027** (0.001)
L3.	-0.0005 (0.001)	-0.0001 (0.001)	-0.0003 (0.001)	0.0005 (0.001)
L4.	0.0006 (0.0009)	0.0005 (0.001)	0.0012 (0.001)	0.0008 (0.001)
константа	5.678*** (0.145)	5.609*** (0.154)	5.36*** (0.176)	4.231*** (0.17)
Стандартное отклонение индивидуальных эффектов	0.0006	0.0006	0.0006	0.0007
Стандартное отклонение остатков регрессии	0.0014	0.0014	0.0014	0.0014
Доля дисперсии, объясняемая индивидуальными эффектами	0.176	0.158	0.163	0.189
Количество наблюдений	1360	1360	1360	1360
corr( $u_i$ , $X_b$ )	-0.063	-0.0563	-0.0516	-0.0792
R <sup>2</sup> within	0.8684	0.8579	0.8566	0.8589
R <sup>2</sup> between	0.0937	0.1009	0.4708	0.1549
R <sup>2</sup> overall	0.8411	0.8323	0.8296	0.8267
p-значение теста Вальда	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Примечание – Источник: составлено авторами

Тест Вальда показывает, что такую спецификацию лучше оценивать панельной моделью с фиксированными эффектами, чем МНК, поэтому для данной модели были рассчитаны эффекты переноса цен на нефтепродукты, валютного курса и разрыва выпуска на уровень инфляции, представленные в таблице 23. Исходя из расчетов эффекты переноса цен на нефтепродукты, как и все оценки коэффициентов при данных переменных, оказываются отрицательными, кроме эффекта переноса в модели со сглаженными ценами на дизельное топливо. Такой результат не является

правдоподобным, поскольку исходя из него можно предложить бесконечно повышать цены на нефтепродукты, чтобы сократить уровень инфляции до таргетируемого.

Таблица 23 - Оценки эффектов переноса для панельной модели кривой Филлипса на квартальных данных с эндогенным разрывом выпуска и сглаженными данными по логарифму уровня инфляции

Эффекты переноса при 10-ти процентном росте, %	Используемая цена на нефтепродукт			
	Бензин марки АИ-92	Бензин марки АИ-95	Дизельное топливо, не сглаженные данные	Дизельное топливо, сезонно сглаженные данные
Эффект переноса цены на нефтепродукт	-1.068	-1.038	-0.4	0.77
Эффект переноса валютного курса	0.295	0.303	0.249	0.065
Эффект переноса разрыва выпуска	0.011	0.017	0.011	0.028

Примечание – Источник: составлено авторами

Поскольку разрыв выпуска не стационарен во многих регионах, авторами были рассчитаны модели без переменной разрыва выпуска и без регионов, в которых разрыв выпуска не стационарен. Обе спецификации не дали значимых отличий результатов, либо результаты статистических тестов становились хуже. Так же для временных рядов был проведен тест на наличие структурного сдвига при условии, что дата сдвига не известна. Тесты показывают отсутствие структурных сдвигов. Этот результат ожидаем, так как за период с первого квартала 2015-го года по первый квартал 2020-го года не произошло каких-либо значимых структурных изменений в экономике.

Причиной таких результатов является динамическая структура данных. Так как в оцениваемом уравнении лаги зависимой переменной входят в качестве независимых переменных, оценки, основанные на МНК, являются несостоятельными. Для учета динамической структуры данных и получения корректных оценок был применен метод обобщенных моментов Ареллано-Бонда. Обобщенный метод моментов позволяет учесть гетерогенность регионов и возможную корреляцию индивидуальных эффектов с объясняющими переменными. По-прежнему предполагается, что случайные ошибки не коррелированы между регионами. В модели есть одна предопределенная переменная – уровень инфляции. Предполагается, что лаги уровня инфляции будут инструментированы более глубокими лагами уровня инфляции. Более глубокие лаги инфляции не коррелированы со случайной ошибкой. Чтобы проверить релевантность данных инструментов, необходимо рассчитать коэффициенты корреляции между лагами инфляции для сезонно сглаженных рядов инфляции. Коэффициенты корреляции представлены в таблице 24.

Таблица 24 – Значения коэффициентов корреляции между лагами инфляции

	lnipc	L1. lnipc	L2. lnipc	L3. lnipc	L4. lnipc
lnipc	1				
L1.	0.2732	1			
L2.	-0.2378	0.3309	1		
L3.	0.2168	-0.0108	0.4030	1	
L4.	0.7698	0.4241	0.1214	0.5055	1

Примечание – Источник: составлено авторами

Стоит отметить наблюдающееся разнонаправленное влияние лагов инфляции и сильную корреляцию между текущим уровнем инфляции и ее четвертым лагом, что достаточно нетривиально. Для оценивания для всех четырех лагов инфляции используются два инструмента (помимо экзогенных) – два более глубоких лага. То есть для первого лага инфляции в качестве инструментов используются второй и третий лаги, для второго лага – третий и четвертый, и так далее. Выбор количества инструментов обусловлен компромиссом между автокорреляцией и валидностью инструментов. При оценивании обобщенным методом моментов данные характеризуются автокорреляцией первого порядка, но не должны характеризоваться автокорреляцией второго порядка, для этого должны быть выбраны экзогенные инструменты. В то же время слишком большое количество инструментов снижает точность расчетов, ошибки при оценках коэффициентов могут быть выше. Используемый для тестирования валидности инструментов тест Хансена так же ослабляется при увеличении количества инструментов, в таком случае результаты теста с большей вероятностью утверждают, что используемые инструменты валидны. В то же время имеется только 85 регионов, что не позволяет выбрать большое число инструментов.

Кроме того, для повышения состоятельности оценок рекомендуется добавлять в модель фиктивные переменные времени и использовать их как экзогенные инструменты [7]. Для нашей модели было бы некорректно добавлять 21-ну фиктивную переменную, поскольку это привело бы к избыточному числу инструментов. Чтобы учесть влияние временных переменных и избежать «проклятья размерности», были созданы фиктивные переменные для каждого года рассматриваемого временного промежутка. В исследовании анализируется временной промежуток с первого квартала 2015 года по первый квартал 2020 года, таким образом мы имеем 6 фиктивных переменных времени. Данные переменные вместе с остальными объясняющими переменными (цены на нефтепродукты, валютный курс и разрыв выпуска) используются как экзогенные инструменты при

оценивании модели. Получившиеся оценки коэффициентов представлены в таблице 25, эффекты переноса – в таблице 26.

Таблица 25 - Оценки коэффициентов кривой Филлипса на квартальных данных со сглаженными данными по логарифму уровня инфляции обобщенным методом моментов Ареллано-Бонда

Переменная	Используемые в модели цены на нефтепродукты			
	Бензин марки АИ-92	Бензин марки АИ-95	Дизельное топливо	Дизельное топливо, сглаженные данные
Лаги уровня инфляции				
L1.	-0.1*** (0.014)	-0.105*** (0.014)	-0.116*** (0.013)	-0.125*** (0.013)
L2.	-0.189*** (0.015)	-0.192*** (0.014)	-0.229*** (0.014)	-0.221*** (0.013)
L3.	-0.141*** (0.019)	-0.142*** (0.018)	-0.159*** (0.018)	-0.168*** (0.018)
L4.	0.725*** (0.024)	0.723*** (0.024)	0.717*** (0.023)	0.692*** (0.022)
Темпы роста цен на нефтепродукты	-0.013** (0.005)	-0.009* (0.005)	-0.006** (0.002)	0.011*** (0.004)
L1.	0.001 (0.004)	0.006 (0.004)	0.001 (0.002)	0.019*** (0.004)
L2.	0.022*** (0.005)	0.027*** (0.005)	0.019*** (0.003)	-0.001 (0.004)
L3.	0.005 (0.005)	0.007* (0.004)	0.005** (0.002)	0.018*** (0.004)
L4.	0.018*** (0.004)	0.021*** (0.004)	0.015*** (0.002)	-0.009** (0.004)
Темпы роста валютного курса	0.008*** (0.002)	0.008*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)
L1.	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.004*** (0.001)
L2.	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0 (0.001)	0.002*** (0.001)
L3.	-0.008*** (0.002)	-0.009*** (0.002)	-0.012*** (0.002)	-0.012*** (0.001)
L4.	0.002* (0.001)	0.001 (0.001)	0 (0.001)	0.001 (0.001)
Разрыв выпуска	0.0018* (0.0009)	0.0014 (0.0009)	0.0022** (0.0009)	0.0022** (0.0009)
L1.	0.0009 (0.0008)	0.0007 (0.0008)	0.0005 (0.0006)	0.001 (0.0008)
L2.	-0.0008 (0.001)	-0.0011 (0.001)	-0.0011 (0.0009)	-0.0013 (0.0009)
L3.	-0.0005 (0.001)	-0.0007 (0.0009)	-0.0005 (0.0007)	0 (0.0009)
L4.	0.0008 (0.001)	0.0007 (0.001)	0.0007 (0.0009)	0.0002 (0.0011)
2015 год				
2016 год	0.001 (0.282)	0.002*** (0.0006)	-0.0001 (0.0005)	
2017 год	-0.001 (0.282)		-0.0032*** (0.0003)	-0.0032*** (0.0004)
2018 год	0 (0.282)	0.0005*** (0.0002)	-0.0028*** (0.0003)	-0.0031*** (0.0005)
2019 год	0.004 (0.282)	0.0046*** (0.0003)	0.0014*** (0.0002)	0.0013*** (0.0005)
2020 год	0.002 (0.282)	0.0032*** (0.0004)		-0.0001 (0.0005)

Количество наблюдений	1360	1360	1360	1360
Количество инструментов	98	98	98	98

Продолжение таблицы 25

AR1	0.000	0.000	0.000	0.000
AR2	0.556	0.403	0.073	0.056
р-значение теста Хансена	0.328	0.369	0.36	0.261
р-значение теста Хансена без экзогенных инструментов	0.043	0.081	0.082	0.031

Примечание – Источник: составлено авторами

Таблица 26 - Оценки эффектов переноса для кривой Филлипса на квартальных данных со сглаженными данными по логарифму уровня инфляции, оцененной обобщенным методом моментов Ареллано-Бонда

Эффекты переноса при 10-ти процентном росте, %	Используемая цена на нефтепродукт			
	Бензин марки АИ-92	Бензин марки АИ-95	Дизельное топливо, не сглаженные данные	Дизельное топливо, сезонно сглаженные данные
Эффект переноса цены на нефтепродукт	0.479	0.729	0.428	0.453
Эффект переноса валютного курса	0.086	0.05	-0.022	0.021
Эффект переноса разрыва выпуска	0.031	0.014	0.023	0.026

Примечание – Источник: составлено авторами

По итогам данных расчетов можно наблюдать положительный эффект переноса цен на нефтепродукты на уровень инфляции, величина которого соответствует оценкам эффекта переноса в рассмотренных зарубежных исследованиях. Хотя в упомянутых исследованиях рассматривались экономики развитых стран до начала 2000-х, то есть на данный момент в развитых странах эффект переноса может быть значительно ниже. Но полученные оценки могут быть сопоставимы с эффектами переноса в других развивающихся странах, так как в работе Грегорио, Ландерретч и Нильсон (Gregorio, Landerretche, Neilson, 2007) [1] было показано, что для развивающихся стран эффект переноса выражен более сильно, и тренд направлен на снижение величины эффекта переноса во времени.

Нетривиальным результатом является большая величина эффекта переноса цены на бензин марки АИ-95 (0.729) и сравнительно маленькая величина эффекта переноса цен на дизельное топливо (0.428), поскольку все промышленные перевозки зависят от цен на дизельное топливо. Можно предположить, что большинство владельцев личного автотранспорта используют бензин марки АИ-95, поэтому повышение цен на бензин



марки АИ-95 вследствие большого спроса на него воспринимается острее, чем повышение цен на бензин марки АИ-92, что приводит к повышению потребительской инфляции.

Стоит также отметить, что мгновенные эффекты переноса во всех моделях, кроме модели, использующей сглаженные цены на дизельное топливо, оказались значимо отрицательными. Можно предположить, что данное явление происходит из-за того, что в текущем периоде при внешнем шоке конъюнктуры производители не успевают среагировать и повысить цены. Поскольку внешний шок уже произошел, а цены пока не выросли инфляция может немного снизиться, полученный мгновенный эффект оказался небольшим: при 10%-ном росте цен мгновенный эффект составляет до 0.1%.

Величина эффекта переноса валютного курса на уровень инфляции зависит от того, какая переменная цен на нефтепродукты включена в модель. Так при использовании в модели цены на дизельное топливо эффект переноса валютного курса получился отрицательным, в то же время при использовании цен на бензин эффект переноса положителен. Это довольно нетривиальный результат. Поскольку от цен на дизельное топливо зависят в основном производители, можно предположить, что повышение цен на дизельное топливо воспринимается сильнее, чем ослабление курса, и производители стремятся сократить расходы за счет поиска и эксплуатации отечественных аналогов импортной продукции. В то же время стоит заметить, что, хотя полученные оценки коэффициентов при переменной валютного курса и ее лагах значимы, по магнитуде они близки к нулю, поэтому накопленный эффект так же близок к нулю. Тем не менее, согласно исследованию [1] добавление переменной валютного курса необходимо, поскольку иначе влияние через валютный канал смешается в эффекте переноса цены на нефтепродукты на уровень инфляции, завышая его. Однако в работе [2] после добавления переменной валютного курса в модель для разных стран влияние на эффект переноса цены на нефтепродукты оказывалось разнонаправленным.

Что касается разрыва выпуска, коэффициенты при данной переменной и ее лагах за рассматриваемый период получились не значимы.

Тест Ареллано-Бонда показывает наличие автокорреляции первого порядка для всех моделей и отсутствие автокорреляции второго порядка для всех моделей, однако для моделей с ценами на дизельное топливо статистика данного теста показывает пограничное значение: 0.073 для модели с несглаженными данными и 0.056 для модели со сглаженными данными, что означает, что модель, использующая переменную цен на дизельное топливо нуждается в доработке.

Нулевая гипотеза теста Хансена заключается в экзогенности используемых инструментов. Поскольку р-значения общего теста во всех моделях выше уровня

значимости, нулевая гипотеза не отвергается, и таким образом тест Хансена показывает, что используемые в модели инструменты экзогенны.

В данной спецификации разрыв выпуска предполагался экзогенным, чтобы в модели было разумное число инструментов, чтобы не получить сильного завышения значений теста Хансена, однако правильнее все же оценивать спецификацию с эндогенным разрывом выпуска. Результаты оценки данной модели и эффектов переноса представлены в таблицах 27 и 28 соответственно.

Таблица 27 - Оценки коэффициентов кривой Филлипса на квартальных данных с эндогенным разрывом выпуска и сглаженными данными по логарифму уровня инфляции обобщенным методом моментов Ареллано-Бонда

Переменная	Используемые в модели цены на нефтепродукты			
	Бензин марки АИ-92	Бензин марки АИ-95	Дизельное топливо	Дизельное топливо, сглаженные данные
Лаги уровня инфляции				
L1.	-0.093*** (0.016)	-0.104*** (0.015)	-0.13*** (0.019)	-0.137*** (0.019)
L2.	-0.192*** (0.014)	-0.196*** (0.013)	-0.216*** (0.019)	-0.219*** (0.017)
L3.	-0.138*** (0.02)	-0.142*** (0.019)	-0.171*** (0.023)	-0.177*** (0.019)
L4.	0.723*** (0.024)	0.717*** (0.024)	0.684*** (0.03)	0.661*** (0.028)
Темпы роста цен на нефтепродукты	-0.014*** (0.005)	-0.009 (0.006)	-0.008*** (0.003)	0.006 (0.004)
L1.	0.001 (0.004)	0.006 (0.004)	-0.002 (0.003)	0.017*** (0.005)
L2.	0.021*** (0.005)	0.026*** (0.005)	0.016*** (0.003)	-0.002 (0.004)
L3.	0.005 (0.005)	0.008* (0.004)	0.005 (0.003)	0.017*** (0.004)
L4.	0.018*** (0.004)	0.02*** (0.004)	0.014*** (0.002)	-0.01** (0.004)
Темпы роста валютного курса	0.008*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.007*** (0.001)
L1.	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.004*** (0.001)
L2.	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.003*** (0.001)
L3.	-0.008*** (0.002)	-0.01*** (0.002)	-0.012*** (0.002)	-0.012*** (0.001)
L4.	0.002** (0.001)	0.001 (0.001)	0 (0.001)	0.001 (0.001)
Разрыв выпуска	0.002** (0.0009)	0.0018** (0.0009)	0.006** (0.0029)	0.0066** (0.0029)
L1.	0.001 (0.0009)	0.0009 (0.0009)	0.0055* (0.0029)	0.0066** (0.0027)
L2.	-0.0011 (0.0009)	-0.0012 (0.0009)	-0.0046 (0.003)	-0.0059* (0.0034)
L3.	-0.0004 (0.0008)	-0.0007 (0.0008)	-0.006* (0.0032)	-0.0021 (0.0026)
L4.	0.0006 (0.0009)	0.0003 (0.001)	-0.0017 (0.0032)	-0.0039 (0.0031)
2015 год				
2016 год	-0.0012**		0.0032***	0.0003

	(0.0005)		(0.0006)	(0.0005)
2017 год	-0.0029*** (0.0004)	-0.0021*** (0.0006)		-0.003*** (0.0003)

Продолжение таблицы 27

2018 год	-0.0024*** (0.0004)	-0.0015** (0.0006)	0.0003* (0.0002)	-0.003*** (0.0003)
2019 год	0.0015*** (0.0002)	0.0025*** (0.0005)	0.0043*** (0.0002)	0.0014*** (0.0002)
2020 год		0.0011** (0.0005)	0.003*** (0.0004)	
Количество наблюдений	1360	1360	1360	1360
Количество инструментов	173	173	109	109
AR1	0.000	0.000	0.007	0.000
AR2	0.536	0.371	0.322	0.785
р-значение теста Хансена	1.000	1.000	0.614	0.617
р-значение теста Хансена без инструментов для инфляции	0.311	0.282	0.293	0.538
р-значение теста Хансена без инструментов для разрыва выпуска	0.269	0.286	0.256	0.156
р-значение теста Хансена без экзогенных инструментов	1.000	1.000	0.381	0.228

Примечание – Источник: составлено авторами

Таблица 28 - Оценки эффектов переноса для кривой Филлипса на квартальных данных с эндогенным разрывом выпуска и сглаженными данными по логарифму уровня инфляции, оцененной обобщенным методом моментов Ареллано-Бонда

Эффекты переноса при 10-ти процентном росте, %	Используемая цена на нефтепродукт			
	Бензин марки АИ-92	Бензин марки АИ-95	Дизельное топливо, не сглаженные данные	Дизельное топливо, сезонно сглаженные данные
Эффект переноса цены на нефтепродукт	0.429	0.709	0.29	0.323
Эффект переноса валютного курса	0.103	0.047	0	0.032
Эффект переноса разрыва выпуска	0.03	0.016	-0.01	0.014

Примечание – Источник: составлено авторами

Оценки эффектов переносов снизились по сравнению с предыдущей спецификацией, однако порядок влияния остался таким же: наибольшее влияние оказывают цены на бензин марки АИ-95, затем цены на бензин марки АИ-92, затем цены на дизельное топливо. Сравнительно низкое значение эффекта переноса цены на дизельное топливо по сравнению с эффектами переноса цен на бензин можно объяснить

более экономным расходом дизельного топлива в производстве. То есть несмотря на то, что в промышленном производстве в качестве топлива широко используется дизель, его суммарное потребление меньше, чем потребление бензина личным автотранспортом. По данной причине рост цен на дизельное топливо может оказывать более слабое влияние на уровень инфляции, чем рост цен на бензин. Использование сглаженных данных по ценам на дизельное топливо более разумно по мнению авторов, поскольку при использовании не сглаженных данных эффект переноса валютного курса равен нулю, что противоречит экономической теории. Эффект переноса валютного курса по-прежнему зависит от того, цена на какой нефтепродукт использована в модели. Данный феномен требует дальнейшего исследования. Однако, по крайней мере, при оценке последней спецификации эффект переноса валютного курса во всех моделях оказался положительным, что соответствует выдвинутой гипотезе. Коэффициенты при переменной разрыва выпуска остаются незначимыми, что позволяет говорить о незначимости суммарного эффекта переноса. Мгновенный эффект переноса цен на нефтепродукты оказался значимо отрицательным для модели с ценами на бензин марки АИ-92 и для модели с не сглаженными данными цен на дизельное топливо.

Тест Ареллано-Бонда показывает отсутствие автокорреляции во всех моделях. Для проверки экзогенности инструментов был использован тест Хансена, однако общий тест Хансена не отражает релевантную картину, поэтому были проведены тесты Хансена по группам инструментов. Инструменты были разделены на три группы: инструменты для уровня инфляции (лаги инфляции), инструменты для разрыва выпуска (лаги разрыва), экзогенные инструменты. Тесты проводились с исключением одной из указанных групп, таким образом каждый из тестов проводится на двух оставшихся группах. Результаты тестов не отвергают гипотезу об экзогенности используемых инструментов.

### **3 Разработка рекомендаций, направленных на совершенствование регулирования нефтяного сектора экономики**

Исходя из полученных оценок можно сделать вывод о значимом эффекте переноса цен на нефтепродукты на уровень инфляции, особенно переноса цен на бензин. Поскольку в России на протяжении последних 10 лет наблюдался тренд на рост цен на нефтепродукты, обусловленный особенностью российского ценообразования, данные цены оказывали вклад в уровень инфляции. Дальнейшее повышение цен на нефтепродукты, вызванное увеличением ставки акцизов на бензины и дизельное топливо, будет оказывать негативное влияние на экономику за счет разгона инфляции, и дальнейшего сокращения покупательной способности населения. Создание стимулов для развития экономики за счет снижения цен на нефтепродукты также не окажет значимого влияния на экономический рост. В работе Гейтли (Gately D., 1992) [8] было показано, что реакция потребителей на снижение цен оказывается менее чувствительной, чем на повышение цен. Иными словами, восстановление экономики после резкого повышения цены на нефтепродукты с дальнейшим снижением цен до начального уровня будет занимать длительное время. Применительно к рынку нефтепродуктов это значит, что предпочтительнее не допускать рост цен на бензин и дизельное топливо, чем повысить цены, а затем снизить их, поскольку последний вариант создаст дополнительные барьеры для роста экономики. Кроме того, рост цен на нефтепродукты перенесется в уровень инфляции, наиболее остро это будет ощущаться в случае с бензином марки АИ-95.

В итоге исходя из полученных оценок при 10%-ном росте цен на нефтепродукты наблюдается увеличение инфляции на 0.429% при увеличении цен на бензин марки АИ-92, на 0.709% при увеличении цен на бензин марки АИ-95 и на 0.323% при увеличении цен на дизельное топливо. При этом стоит отметить, что мгновенные эффекты переноса оказывались или незначимыми, или немного отрицательными. То есть несмотря на более чувствительную реакцию потребителей на повышение цен, адаптация к увеличению цен происходит не сразу, и рост инфляции наблюдается не мгновенно. Тем не менее, предпочтительнее не допускать повышения цен на нефтепродукты из-за вышеуказанной проблемы длительного восстановления экономики.

Хотя во втором квартале 2020-го года во многих регионах наблюдалось незначительное снижение цен на дизельное топливо, оно было воспринято как краткосрочное, вызванное глобальной пандемией и заморозкой производства, поскольку в то же время цены на бензин марок АИ-92 и АИ-95 продолжали расти. Из-за эффекта асимметрии влияния цен позитивный сигнал о снижении цен должен быть долгосрочным, для чего необходима разработка новой эффективной стратегии развития рынка

нефтепродуктов. В противном случае, при сохранении текущих тенденций в динамике цен продолжится снижение доходов и покупательной способности населения, вызванный ростом расходов производителей.

Наибольшее внимание должно быть уделено регулированию цен на бензин марки АИ-95, поскольку для него было получено наибольшее значение эффекта переноса. Вероятно, наибольшее значение эффекта переноса цен на бензин марки АИ-95 на уровень инфляции обеспечивается за счет большего абсолютного значения данной цены, и еще большее повышение цен воспринимается потребителями острее. Основными потребителями бензина марок АИ-92 и АИ-95 являются домохозяйства для личного автотранспорта, и политика регулирования цен должна быть направлена на недопущение повышения цен на бензин. В то же время за рассматриваемый период стандартное отклонение цен на дизельное топливо выше, чем цен на бензин, что говорит о большем изменении цен на дизельное топливо, поэтому вероятно, что основным механизмом к увеличению уровня инфляции среди рассматриваемых нефтепродуктов являлось за рассматриваемый период изменение цен на дизельное топливо. Меньшая величина эффекта переноса цен на дизельное топливо может быть объяснена более экономным его расходом.

## ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Рынок нефтепродуктов играет важную роль в экономической составляющей России и мира. Изучению влияния цен на нефть и нефтепродукты на экономические показатели посвящено множество зарубежных исследований: Раше и Татом (Rasche, Tatom, 1977) [9], Барбридж и Хариссон (Burbridge, Harisson, 1984) [10], Гиссер и Гудвин (Gisser M., Goodwin T., 1986) [11], Морк (Mork K., 1989) [12], Ли, Ни и Ратти (Lee, Ni, Ratti, 1995) [13], Кин и Прасад (Keane M., Prasad E., 1996) [14], Ротенберг и Вудфорд (Rotenberg J., Woodford M., 1996) [15], Дэвис и Халтивангер (Davis S., Haltiwanger J., 2001) [16]. Исследование влияния цен на нефть и нефтепродукты непосредственно на уровень инфляции – все еще достаточно новое направление, которое существует меньше 20 лет. Трансмиссионный механизм заключается в следующем: при повышении цен на нефтепродукты увеличиваются транспортные расходы производителей, которые они компенсируют повышением цен на свою продукцию. При чем повышение цен на нефтепродукты касается всех производителей, что приводит к большему по магнитуде эффекту переноса по сравнению с эффектом переноса валютного курса, поскольку увеличение издержек на импортное оборудование вследствие удешевления национальной валюты касается только производителей, которые используют импортное оборудование.

В зарубежных исследованиях по данной тематике моделирование каналов влияния цен на нефть и нефтепродукты на уровень инфляции осуществляется через оценку кривой Филлипса или продвинутых эконометрических моделей многомерных временных рядов, как, например, SVAR или VECM. Ключевыми показателями при моделировании помимо уровня инфляции и цен на нефть и нефтепродукты являются: разрыв выпуска, валютный курс, отклонение безработицы от естественного уровня и ставка процента.

Данное направление особенно актуально для России, поскольку в России и в других развивающихся странах данный вопрос недостаточно изучен. В то же время, поскольку значимую долю российской экономики составляет добыча полезных ископаемых, в частности нефти, вопрос влияния цен на нефтепродукты на уровень инфляции становится еще более актуальным.

В то же время необходимо учитывать специфику ценообразования на рынке нефтепродуктов в России, которая характеризуется отсутствием корреляции между ценой на нефть и нефтепродукты и постоянным повышением цен на последние вне зависимости от внешних шоков и мировой конъюнктуры рынка. В данной работе проводится моделирование эффекта переноса цен на нефтепродукты с учетом российской специфики ценообразования через оценку модификации кривой Филлипса. При оценивании кривой Филлипса на российских данных можно получить эффекты переноса цен на

нефтепродукты на уровень инфляции сопоставимые с оценками, полученными для других стран. Результаты оценивания позволяют выдвинуть рекомендации для регулирования цен на рынке нефтепродуктов для достижения таргетируемого уровня инфляции. В исследовании рассматривались три вида нефтепродуктов: цены на бензин марок АИ-92 и АИ-95 и цены на дизельное топливо. Приоритетным товаром для регулирования оказались цены на бензин, поскольку для моделей, использующих в качестве переменных цены на нефтепродукты цены на бензин, был получен больший по величине эффект переноса.



## СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

1. De Gregorio J., Landerretche O., Neilson C., Broda C., Rigobon R. Another Pass-through Bites the Dust? Oil Prices and Inflation [with Comments]. - *Economía*, Vol. 7, No. 2. – Spring, 2007. – pp. 155-208.
2. LeBlanc M., Chinn M.D. Do High Oil Prices Presage Inflation? The Evidence from G-5 Countries. - UC Santa Cruz Working Paper No. 561; SCCIE Working Paper No.04-04. – 2004.
3. Hooker M., "Are Oil Shocks Inflationary? Asymmetric and Nonlinear Specifications versus Changes in Regime", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 34, No. 2 (May, 2002), pp. 540-561.
4. Сайт ЕМИСС. - URL: <https://www.fedstat.ru>.
5. Сайт Центрального Банка РФ. - URL: <https://cbr.ru>.
6. Сайт Росстата. – URL: <https://www.gks.ru>.
7. Roodman D., How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in STATA, *The Stata Journal*, 2009, Number 1, pp. 86-136.
8. Gately D., "Imperfect price-reversibility of US gasoline demand: asymmetric responses to price increases and declines", *The Energy Journal*, 1992.
9. Rasche, R., Tatom J., Energy Resources and Potential GNP, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 59 , 10-24, 1977.
10. Burbidge J., Harisson A., Testing for the Effects of Oil-Price Rises Using Vector Autoregressions, *International Economic Review* 25, pp. 459-484, 1984.
11. Gisser M., Goodwin T., Crude Oil and the Macroeconomy: Tests of Some Popular Notions: Note, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 18, No. 1, pp. 95-103, 1986.
12. Mork K., Oil and the Macroeconomy When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton's Results, *Journal of Political Economy*, Vol. 97, No. 3, 1989, pp. 740-744.
13. Lee K., Ni S., Ratti R., Oil Shocks and the Macroeconomy: The Role of Price Variability, *The Energy Journal*, Vol. 16, No. 4 pp. 39-56, 1995.
14. Keane M., Prasad E., The Employment and Wage Effects of Oil Price Changes: A Sectoral Analysis, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, No. 3, 1996, pp. 389-400.
15. Rotemberg J., Woodford M., "Imperfect competition and the effects of energy prices increases", *Journal of money, credit and banking*, 28, part 1, pp. 549-577.
16. Davis S., Haltiwanger J., "Sectoral job creation and destruction responses to oil price changes", *Journal of Monetary Economics* 48 (2001), pp. 465-512.

