

Санкт-Петербургский государственный университет

ГУСЕЙНОВА Фатима Эльмаровна

Выпускная квалификационная работа

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКАЯ ПРОВЕРКА РЕЛЕВАНТНОСТИ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ
МОДЕЛЕЙ ОЦЕНКИ И ПРОГНОЗИРОВАНИЯ УРОВНЯ ИНФЛЯЦИИ РОССИЙСКОЙ
ЭКОНОМИКЕ

Уровень образования: *бакалавриат*

Направление *38.03.01 «Экономика»*

Основная образовательная программа *СВ.5104.2017 «Экономико-математические методы»*

Научный руководитель: кандидат физико-
математических наук, доцент,
ПОДКОРЫТОВА Ольга Анатольевна

Рецензент: старший научный сотрудник,
факультет экономики Европейского
университета в Санкт-Петербурге, к.э.н.,
Соколов Михаил Владимирович

Санкт-Петербург
2021

Оглавление

Введение	3
Глава 1 Теоретическое определение инфляции и анализ проблематики	5
1.1. Определение инфляции и её основных показателей	5
1.2. Проблема инфляции в России	7
1.3. Последствия инфляции	10
Глава 2 Макроэкономические модели оценки инфляции	15
2.1. Кривая Филлипса	15
2.2. Новая кривая Филлипса	18
2.3. Модель P^*	20
2.4. Модель несовершенной конкуренции	23
Глава 3 Практическая проверка релевантности макроэкономических моделей	26
3.1. Кривая Филлипса	26
3.1.1. Сбор статистических данных, необходимых для построения моделей	26
3.1.2. Расчет NAIRU	28
3.1.3. Расчет инфляционных ожиданий	32
3.1.4. Построение кривой Филлипса	35
3.2. Новая кривая Филлипса	40
3.2.1. Сбор статистических данных, необходимых для построения модели	40
3.2.2. Расчет меры разрыва выпуска	41
3.2.3. Построение новой кривой Филлипса	49
3.3. Модель P^*	55
3.3.1. Сбор статистических данных, необходимых для построения модели	55
3.3.2. Расчет потенциальной потребительской корзины	56
3.3.3. Построение модели P^*	57
3.4. Модель несовершенной конкуренции	60
3.4.1. Сбор статистических данных, необходимых для построения модели	60
3.4.2. Построение модели несовершенной конкуренции	62
Заключение	65
Список использованных источников	68
Приложение 1	71
Приложение 2	74
Приложение 3	75
Приложение 4	76

Введение

На сегодняшний день высокий уровень инфляции является одной из ключевых проблем российской экономики. От уровня инфляции и, соответственно, уровня потребительских цен в стране зависят в первую очередь настроения в обществе. Также от них зависит то, какие методы будут применяться для повышения благосостояния населения, каковым будет вектор дальнейших преобразований в стране, и как всё это отразится на политической и экономической стабильности в обществе. С 2015 года механизмом денежной политики Банка России является таргетирование инфляции, где цель задается как инфляция по индексу потребительских цен (здесь и далее – ИПЦ) Росстата на уровне 4% в среднесрочной перспективе¹. Для таргетирования же инфляции необходимо уметь идентифицировать факторы наблюдаемой инфляции и давать прогноз динамики ИПЦ. Для определения того, какие показатели влияют на уровень цен и каким образом, можно использовать разработанные учёными макроэкономические модели. Для проверки их релевантности российской экономике необходимо применить известные науке эконометрические методы. Определив подходящую для России макроэкономическую модель оценки инфляции, можно будет выявить факторы, которые оказывают существенное влияние на динамику роста цен, и, следовательно, предпринять методы по предупреждению высоких темпов инфляции. Именно в этом заключается актуальность проведенного исследования.

Целью данной работы является проверка релевантности макроэкономических моделей оценки и прогнозирования уровня инфляции российской экономике.

Для достижения цели потребовалось решение следующих исследовательских задач:

- 1) Анализ и систематизация знания о категории «инфляция» и системе математических показателей инфляции;
- 2) Анализ проблемы инфляции в России;
- 3) Анализ и систематизация официальных статистических данных об инфляции в России в течение 2001-2020 годов;
- 4) Изучение макроэкономических моделей оценки инфляции: кривой Филлипса, новой кривой Филлипса, модели P^* и модели несовершенной конкуренции;
- 5) Сбор статистических данных, необходимых для построения моделей;
- 6) Изучение эконометрических моделей анализа временных рядов, необходимых для построения макроэкономических моделей;
- 7) Построение кривой Филлипса для российской экономики;
- 8) Построение новой кривой Филлипса для российской экономики;

¹ Банк России. Оценка свойств показателей трендовой инфляции для России. / Серия докладов об экономических исследованиях. № 4 / Март 2015 г. – с. 5-7.

- 9) Построение модели P^* для российской экономики;
 - 10) Построение модели несовершенной конкуренции для российской экономики.
- Объектом исследования является уровень инфляции в России.

Предметом исследования являются макроэкономические модели инфляции и эконометрические методы выявления зависимостей между показателями инфляции и факторами, влияющими на нее, а также методы прогнозирования инфляции.

Методологическими основами работы явились исследования Банка России, Европейского центрального банка, Центральные банки некоторых европейских стран и штатов США, а также Международного Валютного Фонда. Основными источниками статистических данных для исследования стали Единая межведомственная информационно-статистическая система (здесь и далее – ЕМИСС), Банк России и Федеральная служба государственной статистики (здесь и далее – Росстат).

Данная работа состоит из введения, оглавления, трёх глав, заключения, списка используемой литературы и приложений.

В первой главе рассматривается теоретический аспект темы: определяется инфляция как таковая, её основные показатели и их формулы, оценивается проблема инфляции в России при помощи первичного статистического анализ данных, рассматриваются последствия инфляции.

Вторая глава посвящена макроэкономическим моделям оценки инфляции, а именно кривой Филлипса, новой кривой Филлипса, модели P^* и модели несовершенной конкуренции. Здесь приводится теоретическое обоснование и последовательный вывод основных уравнений моделей.

В третьей главе проводится проверка релевантности всех четырех описанных в главе 2 моделей. Поэтапно производится сбор статистических данных и обоснование их выбора, расчет недостающих показателей, непосредственно построение самих моделей и оценка их релевантности российской экономике.

Глава 1 Теоретическое определение инфляции и анализ проблематики

1.1. Определение инфляции и её основных показателей

Прежде чем приступить к анализу проблемы инфляции и исследованию инфляционных процессов, необходимо определиться с терминологией и используемыми показателями, характеризующими инфляцию и смежные понятия.

Обратимся за определением термина «инфляция» к Звоновой Е. А.:

«Инфляция – сложное многоплановое социально-экономическое явление, включающее в себя производственный, денежный, воспроизводственный (в том числе обменный) и социальный аспекты. В условиях современной экономики процессы роста цен, определяемые самыми разными факторами, не могут существовать раздельно. Все они взаимосвязаны. Поэтому, если попытаться дать самое краткое определение инфляции, то, видимо, правильнее будет сказать, что инфляция – это всеобщий рост цен»². Итак, исходя из приведенной цитаты, будем понимать под инфляцией всеобщий рост цен.

Различают следующие виды инфляции по темпам роста цен:

- умеренная (ползучая): инфляция с темпом роста от 4% до 10% в год. К последствиям умеренной инфляции относят: увеличение социальной дифференциации, обесценение сбережений, ухудшение инвестиционного климата, сужение возможностей для накопления;
- галопирующая: инфляция с темпом роста от 10% до 100% в год³. К последствиям галопирующей инфляции относят: измерение темпов роста в месяц в двузначных числах, убыточность сбережений, значительное сокращения уровня жизни населения;
- гиперинфляция: инфляция с темпом роста свыше 50% в месяц. Для нее характерны: отсутствие экономического равновесия, хронический дефицит государственного бюджета, постоянная индексация, постоянное снижение курса национальной валюты⁴.

При расчете темпов инфляции используются различные показатели в зависимости от целей анализа. Большинство из этих показателей является относительными: цены рассчитываются по отношению к конкретному базовому периоду, уровень цен которого принимается за 100%. В статистике уровень инфляции измеряется при помощи индексов цен.

² Звонова, Е. А. Деньги, кредит, банки: учебник и практикум / Е. А. Звонова, В. Д. Топчий; под общ. ред. Е. А. Звоновой. — М.: Издательство Юрайт, 2019. — с. 72-73.

³ В различных источниках встречаются различные интерпретации темпов роста при галопирующей инфляции, однако остановимся на этих рамках.

⁴ Деньги, кредит, банки: учебник и практикум для академического бакалавриата / Н. Н. Мартыненко [и др.]; под ред. Н. Н. Мартыненко, Ю. А. Соколова. — М.: Издательство Юрайт, 2019. — с. 77.

Рассмотрим индексы измерения уровня цен, которые чаще всего применяются для макроэкономического анализа инфляции⁵.

1. Индекс потребительских цен (ИПЦ) (Consumer Price Index, CPI). Для определения индекса потребительских цен приведем методику его расчета: в знаменателе ИПЦ находится стоимость потребительской корзины базового года, а в числителе – стоимость аналогичной потребительской корзины в текущем периоде.

$$CPI = \frac{\sum P_i^t Q_i^0}{\sum P_i^0 Q_i^0} \quad (1.1)$$

Q_i^0 – выпуск i -го товара в базовом периоде,

P_i^0 – цена i -го товара в базовом периоде,

P_i^t – цена i -го товара в текущем периоде.

Можно заметить, что по методике расчета индекс потребительских цен является индексом Ласпейреса.

ИПЦ является наиболее распространенным показателем инфляции⁶. Сразу следует отметить, что при статистическом анализе индекса потребительских цен разделяют четыре вида ИПЦ:

- ИПЦ на товары и услуги;
- ИПЦ на продовольственные товары;
- ИПЦ на непродовольственные товары;
- ИПЦ на услуги.

2. Индекс цен производителей (Producer Price Index, PPI) – индекс, который отражает изменение оптовых цен на корзину произведенных товаров. По сути, этот индекс отражает изменение цены, которую платят на различных стадиях производства продукции⁷. Различают индексы цен производителей:

- промышленных товаров,
- сельскохозяйственной продукции,
- строительной продукции,
- грузовых перевозок.

⁵ Андрианов В. Инфляция в мировой экономике и в России // Общество и экономика. 2010. № 7-8. С. 129-130.

⁶ Федеральная служба государственной статистики / Официальная статистика / Цены / URL: https://rosstat.gov.ru/free_doc/new_site/prices/ipc.htm (Дата обращения: 04.11.2020)

⁷ Индекс цен производителей (Producer Price Index, PPI) / URL: http://economic-definition.com/Inflation/Indeks_cen_proizvoditeley_Producer_price_index_PPI_eto.html (Дата обращения: 04.11.2020)

Индексы цен производителей промышленных товаров (ИЦП) характеризуют изменение цен во времени при неизменной структуре производства⁸.

3. Индекс экспортных/импортных цен. Индекс цен на экспортные (импортные) товары отражает динамику цен на экспортные (импортные) товары.

4. Индексы цен на первичном и вторичном рынке жилья (Housing Price Index). Индекс цен на первичном рынке жилья отражает цены на вновь построенное жилье, в то время как индекс цен на вторичном рынке жилья отражает цены на квартиры функционирующего жилого фонда, находящиеся в чьей-либо собственности⁹.

Теперь, когда мы определили, что такое инфляция и каким образом она измеряется, необходимо понять, существует ли проблема инфляции в России и насколько остро она затрагивает интересы граждан. Поэтому в следующем параграфе мы ознакомимся со статистическими данными по темпам инфляции и по восприятию гражданами инфляции.

1.2. Проблема инфляции в России

Прежде, чем приступить к исследованию, необходимо убедиться в том, что в России действительно существует проблема инфляции.

Невозможно поспорить с тем, что от уровня инфляции в стране напрямую зависят настроения в обществе. С целью контроля восприятия населением уровня инфляции и инфляционных ожиданий некоторые российские исследовательские организации и статистические бюро проводят соответствующие социологические опросы.

Согласно опросам, проведенным Всероссийским центром изучения общественного мнения (здесь и далее – ВЦИОМ)¹⁰, от 30% до 60% россиян оценивают рост цен за последние пару месяцев как очень высокий (см. график 1.1). Такая тенденция сохраняется уже на протяжении трех лет. В периоды экономических кризисов процент граждан, считающих инфляцию очень высокой, был выше 70%: в период кризиса 2007-2008 года – 75% опрошенных, в первом квартале 2011 года – 78%, в первом квартале 2015 года – 77%¹¹ (см. табл. 1, Прил. 1).

⁸ Федеральная служба государственной статистики / Официальная статистика / Цены / URL: https://rosstat.gov.ru/free_doc/new_site/prices/icpp.pdf (Дата обращения: 04.11.2020)

⁹ Федеральная служба государственной статистики / Официальная статистика / Цены / URL: https://rosstat.gov.ru/free_doc/new_site/prices/icpvr.pdf (Дата обращения: 04.11.2020)

¹⁰ Индексы восприятия инфляции. / ВЦИОМ. // URL: https://wciom.ru/news/ratings/vospriyatie_inflyacii/ (Дата обращения: 03.11.2020)

¹¹ Данный опрос проводится с разной периодичностью с 2005 года: ежегодные опросы – с 2005 по 2010 гг., ежеквартальные – с 2011 по I квартал 2017 и ежемесячные – с апреля 2017.

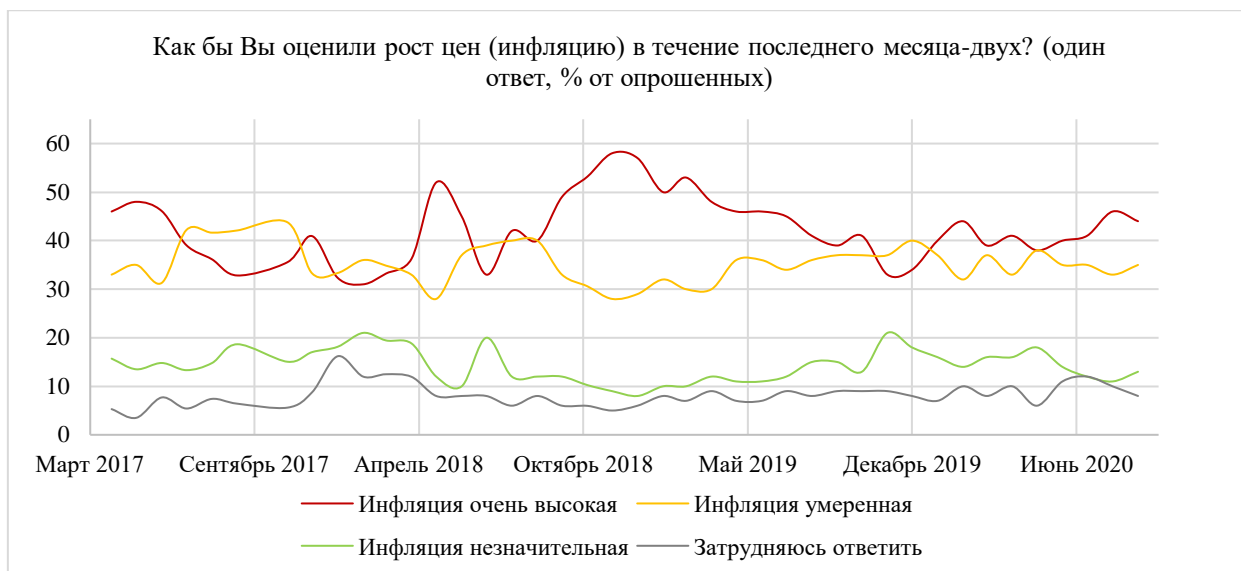


График 1.1. Как бы Вы оценили рост цен (инфляцию) в течение последнего месяца-двух? (ВЦИОМ)

Другой опрос, проводимый ВЦИОМ, связан с инфляционными ожиданиями населения (см. график 1.2). Как можно заметить, ожидание того, что цены серьезно вырастут в ближайшие месяцы, разделяют от 20% до 60% россиян в последние 2 года (см. табл. 2, Прил. 1).



График 1.2. Как, на Ваш взгляд, будут меняться цены на основные потребительские товары и услуги в ближайшие один-два месяца? (ВЦИОМ)

Как можно заметить, от 20% до 60% опрошенных за последние два года ожидали существенную инфляцию в ближайшие пару месяцев. Такой показатель является довольно пугающим, особенно учитывая тот факт, что с начала 2020 года процент граждан, ожидающих сильного скачка цен, довольно часто превышал 30%, ведь, как известно, инфляционные ожидания напрямую оказывают влияние на рост цен.

Рассмотрим динамику инфляции в России с 2002 по 2020 год¹².

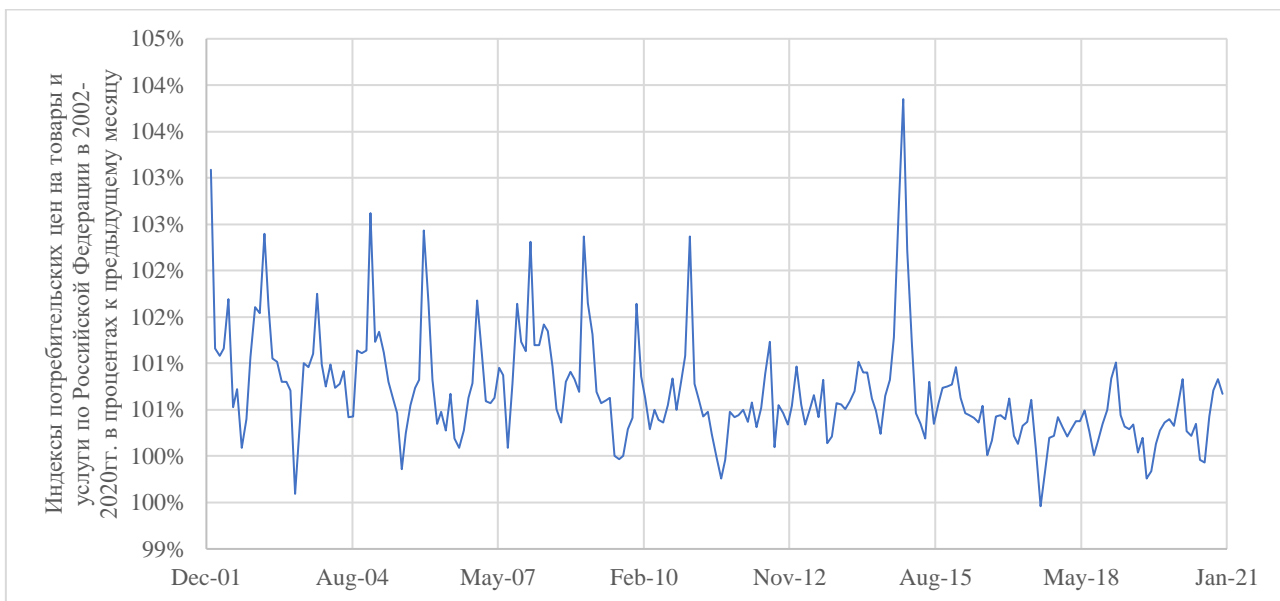


График 1.3. Динамика индекса потребительских цен на все товары и услуги в России за 2002-2021 гг. в процентах к предыдущему месяцу.

Как можно заметить из графика, практически каждый месяц, начиная с 2002 года, наблюдается положительный прирост инфляции к предыдущему месяцу. Исходя из графика, только 7 раз за последние 19 лет цены на товары и услуги снижались в новом месяце. При этом наибольший темп инфляции наблюдался после 1990-х годов, в 2006-2008 годы ввиду мирового экономического кризиса и в 2014-2015 в силу нестабильной политической ситуации и, как следствие, падения курса рубля. С последствиями увеличения темпа роста цен в 2014-2015 годы мы сталкиваемся и по сей день. После 2014-го года ежемесячный рост инфляции существенно снизился.

Можно сделать вывод, что инфляция в России – к сожалению, нередкое явление. Помимо внешних причин повышения уровня цен, таких как мировой кризис или сложившаяся политическая ситуация, существуют также внутренние (непосредственно экономические), которые тоже так или иначе влияют на инфляционный процесс, его возникновение, темпы и сроки выхода из него. Население всегда ощущает на себе инфляционные процессы и, исходя из результатов опросов ВЦИОМ, большой процент граждан болезненно реагирует на них. Чтобы понять, почему население обеспокоено проблемой инфляции, в следующем параграфе мы изучим последствия инфляции, которые затрагивают население в частности и страну в целом.

¹² Федеральная служба государственной статистики. Индексы потребительских цен на товары и услуги, процент, Российская Федерация, Все товары и услуги / URL: https://rosstat.gov.ru/free_doc/new_site/prices/potr/tab-potr1.htm (Дата обращения: 16.04.2021)

1.3. Последствия инфляции

Для того чтобы понять, почему проблема инфляции беспокоит людей, необходимо понимать отчетливо понимать её последствия для частных лиц, бизнеса и государства.

Стоит отметить, что хоть экономисты обычно и выступают против высокой инфляции, но они выступают против нее более мягко, чем многие «неэкономисты». Роберт Шиллер, один из лауреатов Нобелевской премии по экономике 2013 года, в 1990-е годы провел несколько опросов об отношении к инфляции¹³. Один из его вопросов звучал так: «Согласны ли вы с тем, что предотвращение высокой инфляции является важным национальным приоритетом, столь же важным, как предотвращение злоупотребления наркотиками или предотвращение ухудшения качества образования в школах?» Ответы были даны по шкале от 1 до 5, где 1 означает «полностью согласен», а 5 – «полностью не согласен» для США. 52% населения в целом были «полностью согласны» с тем, что предотвращение высокой инфляции является чрезвычайно важным национальным приоритетом, и только 4% ответили, что они «полностью не согласны». Однако среди профессиональных экономистов только 18% ответили «полностью согласен», в то время как столько же людей (18%) высказались в пользу того, что они «полностью не согласны».

Когда люди в опросах Роберта Шиллера объясняли свою озабоченность инфляцией, одной из типичных причин было то, что они боялись, что по мере роста цен они не смогут позволить себе купить столько же.

Экономисты отмечают, что в большинстве периодов уровень инфляции в ценах примерно аналогичен уровню инфляции в заработной плате, и поэтому они рассуждают, что в среднем с течением времени экономическое положение людей не сильно изменяется инфляцией. Если бы все цены, заработная плата и процентные ставки автоматически и немедленно корректировались с инфляцией, то ни одна покупательная способность, прибыль или реальные платежи по кредитам не изменились бы. Однако если другие экономические переменные движутся не совсем синхронно с инфляцией, или если они корректируются на инфляцию только после временного лага, то инфляция может вызвать три типа проблем:

- размытые ценовые сигналы;
- непреднамеренное перераспределение покупательной способности;
- трудности долгосрочного планирования.

1. Размытые ценовые сигналы. Цены являются посредниками в рыночной экономике, передающими информацию об условиях спроса и предложения. Инфляция

¹³ Robert J. Shiller. Why Do People Dislike Inflation? / National Bureau of Economic Research // URL: <https://www.nber.org/system/files/chapters/c8881/c8881.pdf> (Дата обращения: 03.11.2020)

размывает эти ценовые сообщения. Инфляция означает, что ценовые сигналы воспринимаются более расплывчато.

Когда в 1985 году в Израиле инфляция ускорилась до 500% в год, некоторые магазины перестали размещать цены непосредственно на товарах, так как им пришлось бы ставить новые ценники каждые несколько дней, чтобы отразить инфляцию¹⁴. Вместо этого покупатель просто брал товары с полки и подходил к кассе, чтобы узнать цену на текущий день. Очевидно, что такая ситуация затрудняет сравнение цен и поиск лучшей сделки. Когда уровни цен становятся неопределенными, предприятиям и частным лицам становится все труднее реагировать на экономические сигналы. Когда инфляция находится на высоком уровне, но в некоторой степени скачет вверх и вниз, означает ли более высокая цена товара, что инфляция выросла, или что предложение этого товара уменьшилось, или что спрос на этот товар увеличился? Должен ли покупатель товара воспринять более высокие цены как экономический намек на начало замещения других товаров или цены на заменители выросли на равную величину? Должен ли продавец товара рассматривать более высокую цену как причину для увеличения производства или же более высокая цена является лишь признаком общей инфляции, при которой цены на все средства производства также растут?

Высокая и переменчивая инфляция означает, что попытки экономики к корректировке в ответ на изменение цен будут слабее: рынки будут приспосабливаться к своим равновесным ценам и объемам более хаотично и медленно, и многие отдельные рынки будут испытывать большую вероятность возникновения излишков и дефицита.

2. Непреднамеренное перераспределение покупательной способности. Инфляция может вызвать перераспределение покупательной способности, которое вредит одним и помогает другим. К людям, страдающим от инфляции, относятся главным образом те, кто хранит много наличных денег. Когда случается инфляция, покупательная способность наличных денег уменьшается, но наличные деньги – это лишь пример более общей проблемы: любой, кто инвестировал финансовые активы таким образом, что их номинальная доходность не поспевает за инфляцией, пострадает от роста цен.

Одна существенная группа людей часто получает значительную долю своего дохода в форме, которая не увеличивается с течением времени, – это пенсионеры, которые получают пенсию частной компании. Большинство пенсий традиционно устанавливались в виде фиксированной номинальной суммы в год при выходе на пенсию. По этой причине пенсии называются планами с установленными выплатами. Даже если инфляция низкая, сочетание инфляции и фиксированного дохода может создать существенную проблему с течением

¹⁴ The Lesson in Israel's Recovery. / The New York Times. // URL: <https://www.nytimes.com/1987/08/09/business/the-lessons-in-israel-s-recovery.html> (Дата обращения: 03.11.2020)

времени. Человек, который выходит на пенсию с фиксированным доходом в возрасте 65 лет, обнаружит, что потеря всего 1-2% покупательной способности в год из-за инфляции приводит к значительной потере покупательной способности через десятилетие или два.

Однако обычные люди иногда могут извлечь выгоду из непреднамеренного перераспределения инфляции. Если человек берет кредит под фиксированную ставку 9%, а инфляция составляет 3% на момент выдачи кредита, то кредит должен быть погашен по реальной процентной ставке 6%. В этом случае выгода заемщика от инфляции – это убыток кредитора. Заемщик, выплачивающий фиксированную процентную ставку и выигрывающий от инфляции, является лишь оборотной стороной инвестора, получающего фиксированную процентную ставку и страдающего от инфляции. Когда процентные ставки фиксированы, повышение уровня инфляции, как правило, негативно сказывается на поставщиках финансового капитала, в то время как спрос на финансовый капитал в конечном итоге выше, потому что заемщики могут погасить свои кредиты, которые стоят меньше, чем первоначально ожидалось.

Подобное непреднамеренное перераспределение покупательной способности, вызванное инфляцией, может иметь более широкие последствия для общества. Одна из причин, по которой инфляция так не нравится широкой публике, заключается в том, что она экономически вознаграждает и наказывает произвольно, и поэтому, вероятно, воспринимается как несправедливая и даже опасная, как показывает следующий пример.

3. Проблемы долгосрочного планирования. При обсуждении непреднамеренных перераспределений мы рассмотрели случай, когда кто-то пытается планировать выход на пенсию с фиксированной пенсией в номинальном выражении и с учетом высокого уровня инфляции. Подобные проблемы возникают у всех людей, пытающихся накопить на пенсию, потому что они должны учитывать, какой будет покупательная способность денег через несколько десятилетий в будущем, в то время как уровень будущей инфляции не может быть известен с уверенностью.

Инфляция, особенно на умеренном или высоком уровне, также создаст существенные проблемы планирования для бизнеса. Предприятие может зарабатывать деньги на инфляции, например, выплачивая счета и заработную плату как можно позже. Фирма также может понести убытки от инфляции, например, в случае с розничным бизнесом, держа слишком много наличных денег. Но когда бизнес тратит свое время, сосредотачиваясь на том, каким образом получить прибыль от инфляции или, по крайней мере, как минимизировать проблемы, которые могут быть вызваны инфляцией, меньше времени тратится на улучшение продуктов и услуг или на оптимизацию процессов производства с целью снижения стоимости существующих продуктов и услуг. Экономика с высокой инфляцией вознаграждает компании,

которые находят хитроумные способы получения прибыли от инфляции; при этом таковыми необязательно являются компании, которые преуспевают в производительности, инновациях или качестве обслуживания.

В краткосрочной перспективе низкий или умеренный уровень инфляции может не представлять непреодолимой трудности для бизнес-планирования, поскольку затраты на ведение бизнеса и доходы от продаж могут расти аналогичными темпами. Однако если инфляция существенно варьируется в краткосрочной или среднесрочной перспективе, то для бизнеса может быть более логично придерживаться краткосрочных стратегий.

Независимо от того, в какой стране и в какое время происходит инфляция, она часто влечет за собой конкретные экономические последствия, которые, в свою очередь, довольно негативно сказываются на экономике страны. К отрицательным последствиям инфляции можно отнести:

- обесценение накапливаемой части национального дохода;
- снижение покупательной способности депозитов;
- снижение инвестиционной активности;
- обесценение кредитов;
- сокращение доходов кредиторов;
- сокращение доли сначала долгосрочных, а затем и среднесрочных кредитов;
- стимулирование спекуляции;
- сокращение экспорта и увеличение импорта в страну;
- валютный демпинг;
- перераспределение богатства;
- обесценение доходов населения;
- сокращение текущего потребления;
- рост безработицы;
- падение уровня жизни основной части населения;
- осязаемое снижение уровня жизни получателей фиксированных доходов (например, работников бюджетной сферы);
- снижение расходов государственного бюджета, направляемых на реализацию социальных программ;
- возникновение социальной напряженности в обществе и другие^{15,16}.

¹⁵ Деньги, кредит, банки: учебник и практикум для академического бакалавриата / Н. Н. Мартыненко [и др.]; под ред. Н. Н. Мартыненко, Ю. А. Соколова. — М.: Издательство Юрайт, 2019. — с. 81-86.

¹⁶ Шабанов И. А., Анисимова И. Ю. Инфляция в России: специфика, основные проблемы и пути их разрешения // Математика, экономика и управление. 2015. №2. С. 30-31.

Несмотря на то, что среди последствий инфляции преобладают негативные, степень их «отрицательности» различается в зависимости от темпов роста цен, как уже отмечалось ранее.

Теперь, когда мы рассмотрели последствия, которые оказывает инфляция на экономическую ситуацию в стране, необходимо понять, каким образом можно влиять на инфляцию в будущих периодах. Для этого нужно выяснить, какие существуют макроэкономические модели оценки и прогнозирования уровня инфляции. Именно их мы рассмотрим в следующей главе.

Глава 2 Макроэкономические модели оценки инфляции

На протяжении последнего столетия экономистами было предложено множество моделей оценки и прогнозирования уровня инфляции. Некоторые из них строились на основе теоретических рассуждений, другие – на основе эконометрических расчетов.

Ниже нами будет рассмотрено несколько наиболее часто используемых при прогнозировании инфляции центральными банками моделей: кривую Филлипса, новую кривую Филлипса, модель P^* и модель несовершенной конкуренции.

2.1. Кривая Филлипса

Начнем рассмотрение макроэкономических моделей с кривой Филлипса.

Кривая Филлипса – это экономическая концепция, разработанная новозеландским экономистом Олбаном Уильямом Филлипсом, утверждающая, что инфляция и безработица имеют стабильную обратную зависимость. Теория утверждает, что с экономическим ростом приходит инфляция, которая, в свою очередь, должна привести к увеличению рабочих мест и снижению безработицы. Однако первоначальная концепция была несколько опровергнута эмпирически из-за возникновения стагфляции в 1970-х годах, когда наблюдались высокие уровни как инфляции, так и безработицы¹⁷.

Кривая Филлипса представляет собой зависимость между уровнем инфляции и уровнем безработицы. Хотя у него были предшественники, исследование О. У. Филлипсом инфляции заработной платы и безработицы в Соединенном Королевстве с 1861 по 1957 год является важной вехой в развитии макроэкономики. Филлипс обнаружил устойчивую обратную зависимость: когда безработица была высокой, заработная плата росла медленно; когда безработица была низкой, заработная плата росла быстро.

Филлипс предположил, что чем ниже уровень безработицы, тем жестче рынок труда и, следовательно, тем быстрее фирмы должны повышать заработную плату, чтобы привлечь дефицитную рабочую силу. При более высоком уровне безработицы давление ослабевало. Кривая Филлипса представляет собой среднее соотношение между безработицей и поведением заработной платы в течение делового цикла. Она показывает уровень инфляции заработной платы, который может возникнуть, если определенный уровень безработицы сохранится в течение некоторого времени.

Экономисты вскоре оценили кривые Филлипса для большинства развитых экономик. Большинство из них связывали с безработицей общую инфляцию цен, а не инфляцию

¹⁷ Investopedia. Phillips Curve // URL: <https://www.investopedia.com/terms/p/phillipscurve.asp> (Дата обращения: 10.11.2020)

заработной платы. Безусловно, цены, по которым компании выставляют на рынок свои товары и услуги, тесно связаны с заработными платами, которые они выплачивают своим сотрудникам. В качестве примера можно рассмотреть кривую Филлипса на рис. 2.1, которая соответствует данным по Соединенным Штатам за период с 1961 по 1969 год. Тесная корреляция между расчетной кривой и данными побудило многих экономистов, следуя примеру Пола Самуэльсона и Роберта Солоу, рассматривать кривую Филлипса как, своего рода, инструмент определения возможных вариантов политики. Например, при уровне безработицы в 6% правительство может стимулировать экономику к снижению безработицы до 5%. На рис. 2.1 показано, что стоимость, с точки зрения более высокой инфляции, составит чуть более половины процентного пункта. Но если бы правительство изначально столкнулось с более низкими уровнями безработицы, то издержки были бы значительно выше: снижение безработицы с 5 до 4 процентов означало бы более чем двукратное увеличение темпов инфляции – примерно на один с четвертью процентных пункта¹⁸.

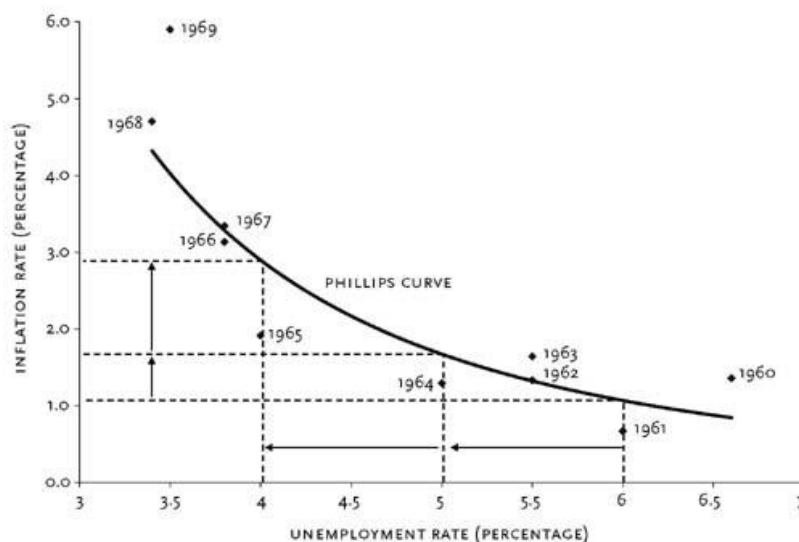


Рисунок 2.1. Кривая Филлипса, 1961-1969. Источник: Bureau of Labor Statistics.

Теория по кривой Филлипса не была основана на применении исключительно экономической теории – вместо этого она базировалась на эмпирических обобщениях. После этого экономисты попытались разрабатывать теории, основанные на такой методике.

Уравнение кривой Филлипса может быть выведено из (краткосрочной) функции совокупного предложения Лукаса. Подход Лукаса сильно отличается от традиционного взгляда. Вместо того чтобы начать с эмпирических данных, он начал с классической экономической модели, следуя очень простым экономическим принципам.

Начнем с функции совокупного предложения:

$$Y = Y_n + a(P - P_e) \quad (2.1)$$

¹⁸ The Library of Economics and Liberty. Phillips Curve / Kevin D. Hooper // URL: <https://www.econlib.org/library/Enc/PhillipsCurve.html> (Дата обращения: 10.11.2020)

где Y – логарифмированное значение фактического объема производства, Y_n – логарифмированное значение «естественного» уровня выпуска, a – положительная константа, P – логарифмированное значение фактического уровня цен, P_e – логарифмированное значение ожидаемого уровня цен. Лукас предполагает, что Y_n имеет уникальное значение.

Заметим, что это уравнение указывает на то, что когда ожидания будущей инфляции (или, точнее, будущего уровня цен) полностью точны, последний член выпадает, так что фактический выпуск равен так называемому естественному уровню реального ВВП. Это означает, что в кривой совокупного предложения Лукаса единственная причина, по которой фактический реальный ВВП должен отклоняться от потенциального, а фактический уровень безработицы должен отклоняться от «естественного» уровня, заключается в неверных ожиданиях того, что произойдет с ценами в будущем.

Это отличается от других представлений кривой Филлипа, в которых неспособность достичь «естественного» уровня выпуска может быть вызвана несовершенством или неполнотой рынков, неустойчивостью цен и тому подобным. С точки зрения остальных экономистов, неверные ожидания могут способствовать сбою совокупного спроса, но они не являются единственной причиной. Для последователей Лукаса рынки считаются совершенными и всегда достигают равновесия (с учетом инфляционных ожиданий).

Перепишем уравнение в следующем виде:

$$P = P_e + \frac{Y - Y_n}{a} \quad (2.2)$$

Далее добавим внешние шоки мировых поставок:

$$P = P_e + \frac{Y - Y_n}{a} + v \quad (2.3)$$

Вычитание из текущего уровня цен P прошлогодних P_{-1} даст темпы инфляции, то есть:

$$P - P_{-1} \approx \pi, \quad (2.4)$$

$$P_e - P_{-1} \approx \pi_e \quad (2.5)$$

где π и π_e – уровень инфляции и ожидаемый уровень инфляции соответственно.

Существует также отрицательная связь между уровнем выпуска и уровнем безработицы (в соответствии с законом Оукена). Поэтому, используя

$$\frac{Y - Y_n}{a} = -b(u - u_e) \quad (2.6)$$

где b – положительная константа, u – уровень безработицы, а u_e – естественный уровень безработицы, не ускоряющий инфляцию, или NAIRU (non-accelerating inflation rate of unemployment (здесь и далее – NAIRU)), мы приходим к окончательной форме краткосрочной кривой Филлипа:

$$\pi = \pi_e - b(u - u_e) + v, \quad (2.7)$$

При построении графика функции от уровня инфляции по уровню безработицы в соответствии с приведенной выше формулой получается нисходящая кривая, которая является кривой Филлипса¹⁹.

В следующем параграфе мы рассмотрим модифицированную версию кривой Филлипса – новую кривую Филлипса.

2.2. Новая кривая Филлипса

Новая кривая Филлипса (New Keynesian Phillips Curve) – это модель инфляции с прогнозным поведением. Модель была принята в качестве стандартной при описании инфляционного процесса в теоретических работах по денежно-кредитной политике. Она утверждает, что инфляция объясняется ожидаемой инфляцией на один период вперед и избыточным спросом или предельными издержками (например, разрывом выпуска, уровнем безработицы или логарифмированной долей заработной платы).

Новая кривая Филлипса может быть выведена из уравнения совокупного уровня цен в экономике:

$$P_t = \theta P_{t-1} + (1 - \theta)Z_t, \quad (2.8)$$

где P_t – средний уровень цен в текущем периоде, P_{t-1} – средний уровень цен в предыдущем периоде, Z_t – изменение уровня цен, θ – весовой коэффициент.

Это уравнение можно переписать, выразив в качестве функции изменения цен:

$$Z_t = \frac{1}{1 - \theta} (P_t - \theta P_{t-1}) \quad (2.9)$$

Вспомним, что стохастическое разностное уравнение первого порядка вида $y_t = ax_t + bE_t(y_{t+1})$ имеет решение вида $y_t = \sum_{k=0}^{\infty} b^k E_t(x_{t+k})$. Можем заметить, что уравнение (2.9) также является стохастическим разностным уравнением первого порядка, где

$$\begin{aligned} y_t &= Z_t, \\ x_t &= \mu + MC_t, \\ a &= 1 - \theta\beta, \\ b &= \theta\beta. \end{aligned}$$

Таким образом, изменение уровня цен можно переписать в следующем виде:

$$Z_t = \theta\beta E_t(Z_{t+1}) + (1 - \theta\beta)(\mu + MC_t) \quad (2.10)$$

Подставим теперь (2.10) в (2.9) и получим следующее:

$$\frac{1}{1 - \theta} (P_t - \theta P_{t-1}) = \frac{\theta\beta}{1 - \theta} (E_t(P_{t+1}) - \theta P_t) + (1 - \theta\beta)(\mu + MC_t) \quad (2.11)$$

¹⁹ John B. Taylor. “Rational Expectations Models in Macroeconomics”. NBER Working Paper Series No 1224 – Nov. 1983 – pp. 396-403. URL: <https://core.ac.uk/download/pdf/6852972.pdf> (Дата обращения: 11.11.2020)

Проведя некоторые преобразования, в конечном итоге мы получим следующее:

$$\pi_t = \beta E_t(\pi_{t+1}) + \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta}(\mu + MC_t - P_t), \quad (2.12)$$

где $\pi_t = P_t - P_{t-1}$ – уровень инфляции.

Уравнение (2.12) является новой кривой Филлипса.

В соответствии с полученным уравнением новой кривой Филлипса получается, что инфляция является функцией от двух факторов:

- Ожидаемого уровня инфляции в следующем периоде $E_t(\pi_{t+1})$.
- Разрыва между оптимальным безфрикционным (frictionless) уровнем цен ($\mu + MC_t$) и текущим уровнем цен P_t . Иными словами, можно сказать, что инфляция положительно зависит от реальных предельных издержек $(MC_t - P_t)$ ²⁰.

Для простоты будем обозначать отклонение реальной предельной стоимости от ее безфрикционного уровня $-\mu$ следующим образом:

$$\widehat{MC}_t^r = \mu + MC_t - P_t \quad (2.13)$$

Тогда мы можем переписать новую кривую Филлипса в следующем виде:

$$\pi_t = \beta E_t(\pi_{t+1}) + \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta} \widehat{MC}_t^r \quad (2.14)$$

Одна из проблем, связанных с попыткой эмпирически реализовать эту модель, заключается в том, что фактически мы не наблюдаем данных о реальных предельных издержках. Данные национальных счетов содержат информацию о факторах, влияющих на средние издержки, такие как заработная плата, но не говорят о затратах на производство каждой дополнительной единицы продукции. Тем не менее представляется весьма вероятным, что предельные издержки являются проциклическими, причем в большей степени, чем цены. Когда уровень производства высок по отношению к потенциальному выпуску, возникает большая конкуренция за имеющиеся факторы производства, и это приводит к увеличению реальных издержек, то есть, увеличение стоимости факторов будет сильнее роста цен. Некоторые примеры проциклическости реальных предельных издержек достаточно очевидны. Например, наличие надбавок к заработной плате за сверхурочную работу обычно означает существенный скачок в предельных издержках труда тогда, когда уровень производства становится настолько высоким, что требуется больше, нежели стандартная рабочая неделя.

По этим причинам многие исследователи реализуют модель новой кривой Филлипса, используя меру разрыва выпуска (отклонение выпуска от его потенциального уровня) в

²⁰ Topic 7: The New-Keynesian Phillips Curve / EC4010 Notes, 2005 (Karl Whelan) // URL: <https://www.tcd.ie/Economics/staff/whelanka/topic7.pdf> (Дата обращения: 11.11.2020)

качестве реальных предельных издержек. Другими словами, они предполагают, что существует следующее соотношение:

$$\widehat{MC}_t^r = \lambda Y_t, \quad (2.15)$$

где Y_t – мера разрыва выпуска. Это означает, что новая кривая Филлипса принимает вид

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \gamma Y_t, \quad (2.16)$$

где коэффициент γ обозначает:

$$\gamma = \frac{\lambda(1 - \theta)(1 - \theta\beta)}{\theta}. \quad (2.17)$$

В следующем параграфе мы перейдем к рассмотрению модели P^* .

2.3. Модель P^*

Модель инфляции P^* рассматривает инфляцию прежде всего как денежное явление: модель определяет прямой эффект от запаздывающего ценового разрыва, определяемого как запаздывающий уровень цен за вычетом долгосрочного равновесного уровня цен.

Модель P^* проста и понятна. Из уравнения количественной теории обмена Ирвинга Фишера $MV = PQ$ получаются равновесные цены:

$$P^* = \frac{MV^*}{Q^*}. \quad (2.18)$$

В соответствии с этим модель предсказывает, что инфляция:

- 1) будет расти, когда фактические цены P не дотягивают до равновесных цен P^* ,
- 2) будет падать, когда P превышает P^* ,
- 3) останется неизменной, когда P равно P^* .

Таким образом, $\pi_t = f(P^* - P)$, где π_t обозначает изменение уровня цен, а f – эмпирическая функция, связывающая это изменение цен с вызвавшим его ценовым разрывом. Другими словами, при отсутствии ценового разрыва инфляция остается неизменной при данном унаследованном уровне, достаточном для поддержания роста фактических и равновесных цен в одном и том же направлении. Если же фактические цены не дотягивают до равновесных цен, инфляция должна вырасти, чтобы довести P до P^* , таким образом восстанавливая равенство между ними, то есть, фактические цены должны временно подняться, чтобы достичь равновесия, и, наоборот, если фактические цены превышают равновесные цены, инфляция должна снизиться, чтобы привести фактические цены в

соответствие с равновесными. То есть, ценовой разрыв $(P^* - P)$ задает вектор темпа инфляции²¹.

Прологарифмировав левую и правую части уравнения (2.18), мы получим следующее тождество:

$$p_t^* = m_t + v_t^* - q_t^*, \quad (2.19)$$

где $p_t^* = \ln P_t^*$, $m_t = \ln M_t$, $v_t^* = \ln V_t^*$, $q_t^* = \ln Q_t$.

Таким образом, можно заметить, что в модели P^* долгосрочный равновесный уровень цен p_t^* определяется как уровень цен, который был бы достигнут при текущем уровне денежной массы m_t при условии, что выпуск был на его потенциальном (равновесном) уровне y_t^* и что скорость обращения денег соответствует равновесному уровню v_t^* .

Для того чтобы рассчитать внутренний (национальный) ценовой разрыв необходимо аппроксимировать два равновесия: для выпуска y_t^* и скорости v_t^* соответственно. Ценовой разрыв $(p_t - p_t^*)$ получается путем вычитания p_t из обеих сторон (2.19) и применения тождества:

$$v_t \equiv p_t + y_t - m_t. \quad (2.20)$$

Отсюда следует, что внутренний ценовой разрыв gap_d раскладывается на разрыв скорости $(v_t - v_t^*)$ за вычетом разрыва выпуска $(y_t - y_t^*)$:

$$gap_d = (p_t - p_t^*) = (v_t - v_t^*) - (y_t - y_t^*) \quad (2.21)$$

Разность разрывов в соответствии с уравнением (2.21) задает внутренний ценовой разрыв.

Модель P^* может быть выражена иным путём в терминах реального денежного разрыва, $rm_t - rm_t^*$, где $rm_t^* = m_t - p_t^*$. Обратная зависимость (в смысле знака разности) существует между разрывом в реальных деньгах и разрывом в ценах, то есть $(rm_t - rm_t^*) = -(p_t - p_t^*)$, и поэтому модель P^* предсказывает, что существует прямое влияние на инфляцию от лагированного разрыва в реальных деньгах $(rm_{t-1} - rm_{t-1}^*)$. Более того, в модели P^* колебания уровня цен вокруг равновесия p_t^* в первую очередь обусловлены колебаниями скорости и объема производства²².

В литературе используются различные подходы к определению равновесных значений выпуска и скорости обращения денег и, следовательно, разрывов $(v_t - v_t^*)$ и $(y_t - y_t^*)$. Приведем некоторые варианты расчетов:

²¹ Thomas M. Humphry. Precursors of the P-Star Model / Federal Reserve Bank of Richmond // URL: https://www.richmondfed.org/~media/richmondfedorg/publications/research/economic_review/1989/pdf/er750401.pdf (Дата обращения: 12.11.2020)

²² European Central Bank. Modelling Inflation in the Euro Area. / Working Paper Series. No. 332. March 2004. pp.12-13 / URL: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp322.pdf> (Дата обращения: 12.11.2020)

– для потенциального выпуска – при помощи линейных трендов (Christiano (1989), Hannah and James (1989));

– для потенциальной скорости обращения денег – при помощи линейных трендов, особенно в странах, где скорость явно следовала нисходящей тенденции (Bank of Japan (1990));

– для потенциальной скорости обращения денег – при помощи простого среднего значения (Christiano (1989));

– при помощи фильтра Ходрика-Прескотта (Hoeller and Poret (1991));

– при помощи фильтра Калмана (Bomhoff (1990)).

– при помощи структурных моделей:

- для расчета потенциального выпуска – система агрегированных производственных функций (Bank of Japan, 1990);

- для потенциальной скорости обращения денег – уравнение коинтеграции, объясняющее долгосрочную скорость собственными и конкурирующими ставками доходности M2 (Ebrill and Fries (1990));

- непараметрическая оценка (Coe and McDermott (1996)).

Взаимосвязь между разрывом внутренних цен, разрывом выпуска и разрывом скорости обращения денег устанавливается в эконометрической спецификации для объяснения инфляции. В соответствии с литературными данными разрывы выпуска и скорости имеют равные веса при построении внутреннего ценового разрыва. Наиболее общей моделью распределенного лага будет:

$$\pi_t = \Delta p_t = \alpha + \beta_1(p^* - p)_t + \beta_2 \sum_i (p^* - p)_{t-i} + \varepsilon_t, i = \overline{1, n}, \quad (2.22)$$

где $(p^* - p)$ – внутренний разрыв цен gap_d из уравнения (2.21), а коэффициенты β должны быть положительными, чтобы отразить рост инфляции с ростом разрыва между ценами.

Чтобы лучше понять знак для коэффициента β , рассмотрим влияние двух составляющих внутреннего ценового разрыва на изменение цен. Рассмотрим ситуацию, когда фактический объем производства ниже равновесного. Увеличение совокупного предложения повысило бы фактический объем производства до равновесного уровня, что привело бы к сокращению разрыва в объеме производства. Это привело бы к сокращению внутреннего ценового разрыва за счет снижения цен. Аналогичным образом, начиная с момента, когда фактическая скорость обращения денег ниже равновесной, увеличение скорости обращения денег приведет к

сокращению разрыва, что также уменьшит разрыв во внутренних ценах за счет снижения цен²³.

В следующем параграфе мы рассмотрим теорию по последней модели – модели несовершенной конкуренции.

2.4. Модель несовершенной конкуренции

Приведем последовательные теоретические рассуждения, позволяющие вывести уравнения модели несовершенной конкуренции (Incomplete Competition Model (ICM)).

Предположения о справедливости производственной функции Кобба-Дугласа и о том, что фирмы устанавливают свои цены q_t в долгосрочной перспективе как стационарную надбавку к удельным затратам труда, дают следующее соотношение:

$$q_t - (w - pr)_t = m_{q,t}, \quad (2.23)$$

где w_t – ставка заработной платы (которая включает в себя налоги на заработную плату), а pr_t – производительность труда. Небольшое обобщение состоит в том, чтобы позволить наценке $m_{q,t}$ на среднюю стоимость зависеть от уровня загруженности производственных мощностей. Если дополнительно воспользоваться законом Оукена для замены загрузки производственных мощностей нормой безработицы u_t , то уравнение (2.23) можно записать в виде

$$q_t - (w - pr)_t = m_{q,t} + \vartheta u_t, \vartheta \geq 0 \quad (2.24)$$

На первый взгляд может показаться, что формула (2.24) не принимает во внимание влияние импортных цен на инфляцию. Однако в дальнейшем мы сосредоточимся на номинальной заработной плате и индексе потребительских цен π_t , определяемом формулой:

$$\pi_t \equiv \phi q_t + (1 - \phi) p i_t + \eta \tau_t, \quad 0 < \phi < 1, \quad 0 < \eta < 1, \quad (2.25)$$

в которую $p i_t$ включается как индекс импортных цен. Параметр ϕ измеряет степень открытости экономики. Кроме того, величина параметра η будет зависеть от того, какая часть корзины розничных цен покрывается индексом косвенных налоговых ставок τ_t .

Противоречивые требования к реальной заработной платы присущи таким типам экономик, в которых силам рынка мешают переговоры между организациями и вмешательство правительства в большинстве экономик. Выведенное из соответствующих функций полезности и бюджетных ограничений долгосрочное уравнение заработной платы может быть записано в виде:

$$w_t - q_t - \omega(\pi - q)_t - \iota pr_t - \varpi u_t = m_{w,t}. \quad (2.26)$$

²³ International Monetary Fund. The Domestic and Foreign Price Gaps in the P-STAR Model: Evidence from Spain. July 1998. pp.5-7 // URL: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/wp9864.pdf> (Дата обращения: 12.11.2020)

Реальная заработная плата, с которой сталкиваются фирмы, зависит от цен производителей q_t и производительности pr_t . Реальная заработная плата, с которой сталкиваются работники, может зависеть от разности $(\pi - q)_t$. Уровень безработицы, u_t , представляет собой степень напряженности на рынке труда, которая влияет на результат сделки по заработной плате. Как правило, $m_{w,t}$ (надбавка к заработной плате) зависит от факторов как со стороны профсоюза, так и со стороны фирмы, а также от институциональных факторов (степень централизации, политика доходов, щедрость системы страхования по безработице, масштабы и охват программ рынка труда).

Описанные выше уравнения (2.23)-(2.26) позволяют построить модель для заработной платы w_t и потребительских цен p_t :

$$w_t = m_{w,t} + \frac{1 - \omega(1 - \phi)}{\phi} \pi_t + \varpi pr_t - \varpi u_t - \frac{(1 - \omega)(1 - \phi)}{\phi} pi_t + \frac{(1 - \omega)\eta}{\phi} \tau_t, \quad (2.27)$$

$$\pi_t = -\phi m_{q,t} + \phi(w_t - pr_t) - \phi \vartheta u_t + (1 - \phi) pi_t + \eta \tau_t, \quad (2.28)$$

В качестве показателя заработной платы можно использовать удельные издержки на рабочую силу (ulc_t). Это равносильно установке $\iota = 1$ в формуле (2.27), что означает, что в долгосрочной перспективе профсоюзы получают полную компенсацию за прирост производительности. То есть,

$$ulc_t \equiv w_t - pr_t \quad (2.29)$$

Применяя данные предположения, получаем следующую систему:

$$ulc_t = m_{w,t} + \frac{1 - \omega(1 - \phi)}{\phi} \pi_t - \varpi u_t - \frac{(1 - \omega)(1 - \phi)}{\phi} pi_t + \frac{(1 - \omega)\eta}{\phi} \tau_t \quad (2.30)$$

$$\pi_t = -\phi m_{q,t} + \phi ulc_t - \phi \vartheta u_t + (1 - \phi) pi_t + \eta \tau_t \quad (2.31)$$

Если рассматривать формулы (2.24) и (2.26) как единую систему уравнений, становится ясно, что такая система является неопределенной. Однако, если высокий уровень агрегации означает, что параметр ω может быть принят за единицу $\omega = 1$ и что существует нормальное ценообразование затрат в агрегированном ценовом отношении, идентификация становится возможной. Таким образом, $\omega = 1$ и $\vartheta = 0$ представляют собой набор необходимых ограничений для того, чтобы система стала определенной:

$$ulc_t = m_{w,t} + \pi_t - \varpi u_t \quad (2.32)$$

$$\pi_t = -\phi m_{q,t} + \phi ulc_t + (1 - \phi) pi_t + \eta \tau_t \quad (2.33)$$

Соответственно, система уравнений (2.32) и (2.33) представляют собой модель несовершенной конкуренции²⁴.

²⁴ European Central Bank. Modelling Inflation in the Euro Area. / Working Paper Series. No. 332. March 2004. pp. 15-17. URL: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp322.pdf> (Дата обращения: 12.11.2020)

Таким образом, в данной главе мы рассмотрели несколько наиболее часто используемых макроэкономических моделей прогнозирования инфляции. В следующей главе мы соберем официальную статистику для построения и оценки подобных моделей и определимся с тем, какая из этих моделей больше остальных подходит для прогнозирования инфляции в России.

Глава 3 Практическая проверка релевантности макроэкономических моделей

3.1. Кривая Филлипса

3.1.1. Сбор статистических данных, необходимых для построения моделей

В данной главе мы рассмотрим источники статистических данных по показателям, на основе которых строится рассмотренная в предыдущей главе кривая Филлипса.

Показателями, по которым необходимо получить статистику, являются:

- уровень инфляции;
- уровень безработицы;
- естественный уровень безработицы, не ускоряющий инфляцию (NAIRU);
- ожидаемый уровень инфляции.

Начнем со сбора данных по уровню инфляции. В качестве статистики по уровню инфляции будем использовать данные по индексу потребительских цен на товары и услуги, доступные на сайте ЕМИСС²⁵.

Рассмотрим ежемесячную динамику ИПЦ на товары и услуги с 2010 по 2020 год (см. график 3.1).

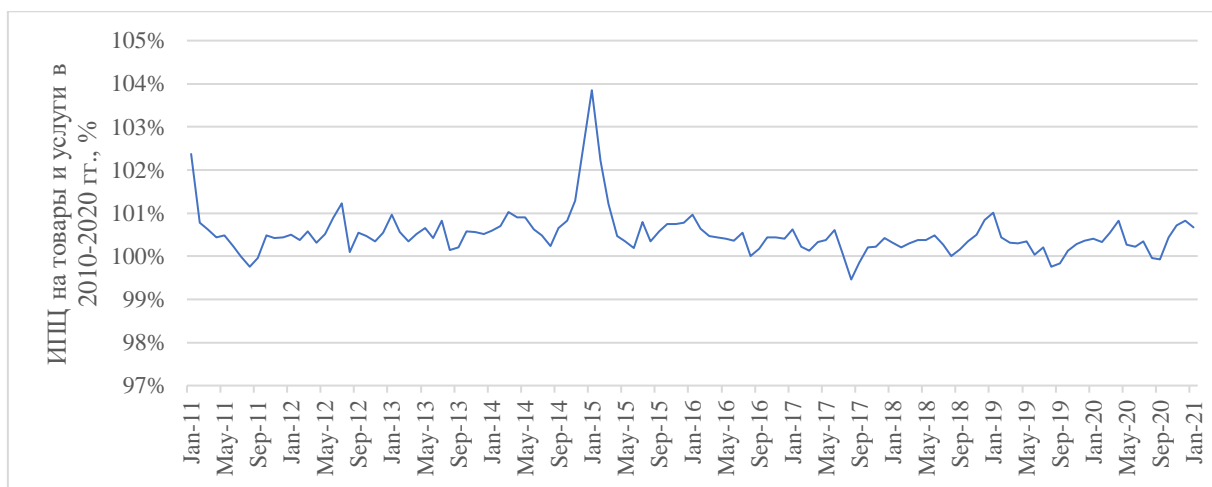


График 3.1. Индекс потребительских цен на товары и услуги в 2010-2020 гг., ежемесячные данные.

Как можно заметить из графика, явно присутствует сезонность, которую необходимо будет корректировать, а также заметен выброс в январе 2015 года.

В российской практике расчета фактического уровня безработицы используются два основных метода:

- расчет безработицы по количеству официально зарегистрированных безработных в службе занятости (регистрируемая безработица);

²⁵ ЕМИСС. Индексы потребительских цен на товары и услуги / URL: <https://fedstat.ru/indicator/31074> (Дата обращения: 16.04.2021).

– расчет безработицы на основе ежемесячных выборочных опросов населения (по методологии Международной организации труда, МОТ).

Как правило, регистрируемая безработица занижает ее фактический уровень, поскольку в Российской Федерации в связи с незначительным размером пособия по безработице, сложностью его получения и рядом других причин только 20-60% безработных встают на учет в центры занятости. Безработица, рассчитанная по критериям МОТ, выборочно охватывает все сферы экономической деятельности и все категории населения, занятого созданием товаров и услуг (включая неформальный сектор). Поэтому именно данный показатель наиболее часто используется для анализа динамики безработицы²⁶.

Перейдем к сбору данных по уровню безработицы. Статистика по уровню безработицы на основе ежемесячных выборочных опросов населения (по методологии МОТ) доступна на ЕМИСС: можно выгрузить данные за 2010-2020 годы²⁷.

Рассмотрим динамику уровня безработицы в России в 2010-2020 год (см. график 3.2). Как можно увидеть из графика, наблюдается сезонность, что говорит о том, что необходимо будет её скорректировать.

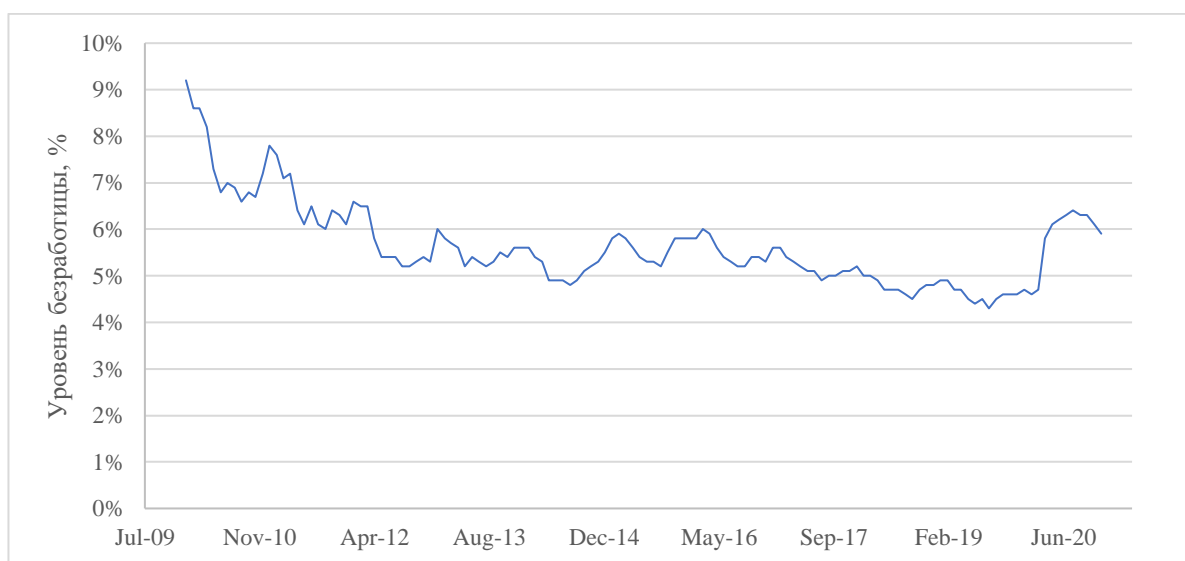


График 3.2. Динамика уровня безработицы по России, рассчитанный по методологии МОТ, в 2010-2020 ежеквартальные данные.

Важно отметить, что в оцениваемых в современной литературе спецификациях кривая Филлипса, помимо ожидаемой инфляции и безработицы, включает шоковые изменения предложения, которые чувствительны к изменениям обменного курса. Следовательно, целесообразно включить в модель показатель, характеризующий обменный курс.

²⁶ Банк России. Кривая Филлипса: инфляция и NAIU в российских регионах. / URL: https://www.cbr.ru/Content/Document/File/115690/pc_reg.pdf (Дата обращения: 29.11.2020)

²⁷ ЕМИСС. Уровень безработицы (по методологии МОТ) / URL: <https://www.fedstat.ru/indicator/43062> (Дата обращения: 29.11.2020)

В соответствии с методикой Банка России в качестве показателя обменного курса выбран индекс номинального эффективного курса рубля к иностранным валютам, который не содержит тренда и сезонной компоненты, а также имеет аналогичный шок с уровнем инфляции в первом квартале 2015 года (см. график 3.3)²⁸.



График 3.3. Динамика индекса номинального эффективного курса рубля к иностранным валютам, в процентах прироста к предыдущему кварталу в 2010-2021, ежеквартальные данные.

Поскольку по индексу номинального эффективного курса рубля к иностранным валютам были собраны квартальные данные, статистика по остальным рядам модели кривой Филлипса также будет ежеквартальная.

Следующий раздел мы посвятим NAIRU, а именно методикам его расчета и непосредственному расчету.

3.1.2. Расчет NAIRU

Естественный уровень безработицы, не ускоряющий инфляцию (NAIRU), не является непосредственно наблюдаемым показателем, и поэтому его значения должны быть выведены из анализа наблюдаемых переменных, связанных с его определением. Эмпирические методы, принятые в литературе для решения проблемы расчета NAIRU, можно разделить на две группы: структурный подход и «прямой» подход. В первом случае NAIRU вычисляется как равновесный результат структурной модели, представляющей собой совокупное поведение цен и заработной платы. В последнем случае показатели NAIRU выводятся на основе анализа временных рядов безработицы, инфляции и других соответствующих переменных. «Прямые» методы, как правило, легче реализовать, чем структурные, поскольку они не основываются на детализации и анализе поведения экономических агентов, лежащего в их основе. «Прямые»

методы могут в принципе лечь так же и в основу расчета прогнозов инфляционного давления, разработки мер неопределенности, связанных с оценками NAIRU, исследования наличия эффектов гистерезиса²⁹ в динамике безработицы, проверки симметричности таких эффектов.

Далее будем рассматривать «прямой» подход. Опишем основные методы расчета: одномерные и многомерные.

Одномерные методы однозначно фокусируются на временном ряду уровня безработицы и разлагают его на трендовую составляющую, идентифицируемую как NAIRU, и остаточную (циклическую) составляющую.

Идея такой стратегии заключается в том, что безработица колеблется вокруг NAIRU, то есть в экономике существуют уравнивающие силы, которые позволяют рынку труда достичь равновесия в долгосрочной перспективе. Идентификация этих двух компонентов (NAIRU и циклической безработицы) может быть основана либо на методах фильтрации, среди которых наиболее широко используются фильтры Ходрика-Прескотта (HP) и Бакстера-Кинга, либо на статистических методах, таких как модель ненаблюдаемого компонента (UC), разработанная Уотсоном (1986) или предложенная Бевериджем и Нельсоном (1981).

Хотя одномерный подход довольно прост в реализации и полезен для получения обновленных показателей, он имеет несколько недостатков. Наиболее важным является то, что он оставляет взаимодействие между безработицей и другими экономическими переменными совершенно неопределенным. В частности, этот метод не учитывает динамику инфляции; следовательно, нет никакой гарантии, что результаты полезны в контексте объяснения поведения инфляции. Кроме того, результаты чрезвычайно чувствительны к произвольному выбору, например, параметра сглаживания в случае фильтра Ходрика-Прескотта или ограничений, накладываемых на временной профиль трендовой составляющей в случае модели ненаблюдаемых компонент. И последнее, но не менее важное: на большинство этих фильтров влияет недостаточная точность оценок конца выборки ненаблюдаемой переменной.

Перейдем к обсуждению многомерных методов. Информация, предоставляемая инфляционным процессом (и, возможно, также другими переменными), эмпирически оказывается весьма полезной для того, чтобы получить менее произвольное разложение безработицы на NAIRU и циклическую составляющую. Теория естественного курса постулирует причинно-следственную связь между инфляцией и напряженностью рынка труда, которая может быть выражена как обобщенное ожидание, дополненное кривой Филлипса:

²⁹ Гистерезис в экономике обозначает состояние чего-либо, которое сохраняется в будущем, несмотря на устранение факторов, которые привели к данному состоянию.

$$\Delta p_t - \Delta p_t^e = C(L)(\Delta p_{t-1} - \Delta p_{t-1}^e) + \Theta(L)(u_t - u_t^*) + \gamma z_t + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

где Δp – уровень инфляции, Δp^e – ожидаемый уровень инфляции, u – уровень безработицы, u^* – NAIRU, $C(L)$ и $\Theta(L)$ – операторы лага, z – вектор факторов (обычно, шоков предложения), влияющих на инфляцию, иначе, нежели дисбаланса на рынке труда, ε – белый шум. Запаздывающая зависимая переменная, включенная в правую часть уравнения, отражает ту часть динамики инфляции, которая обусловлена инерционными эффектами.

Оценка (3.1) требует ряда инфляционных ожиданий, которые не являются модельно-эндогенными и, следовательно, влекут за собой определенную степень произвольности. Одной из наиболее распространенных формулировок является модель случайного блуждания: $\Delta p_t^e = \Delta p_{t-1}$. Основная идея состоит в том, что инфляция – это очень стойкое явление, для которого, как правило, довольно трудно отвергнуть гипотезу наличия единичного корня. Однако в литературе встречаются альтернативные спецификации ожидаемой инфляции. К ним относятся рекурсивные авторегрессионные прогнозы, полученные в результате рекурсивной оценки модели вида $\Delta p_t^e = \delta + D(L)\Delta p_{t-1}$ или использования данных социологических опросов.

Ретроспективная гипотеза инфляционных ожиданий позволяет переписать кривую Филлипса следующим образом:

$$A(L)\Delta p_t = \Theta(L)(u_t - u_t^*) + \gamma z_t + \varepsilon_t, \quad (3.2)$$

где запаздывающие значения зависимой переменной фиксируют как инерционные эффекты, связанные со скоростью корректировки цены, так и формирование ожиданий. Если $A(L) = 1$, то существует естественный уровень безработицы, не ускоряющий инфляцию. В этом случае в (3.2) может быть принята еще одна разность переменных p . Динамика цен зависит как от самого уровня безработицы, так и от изменения разрыва в уровне безработицы. Эффекты уровня безработицы фиксируются $\Theta(1)$, а эффекты изменения разрыва – остальными коэффициентами. Последние, как правило, оказываются весьма значимыми в большинстве эмпирических реализаций кривой Филлипса, обеспечивая поддержку того, что в литературе определяется как гистерезис. В обоих случаях сама структура безработицы оказывает длительное воздействие на естественный уровень. Однако, в то время как постоянство согласуется с долгосрочным равновесием, к которому NAIRU, подверженный шокам, имеет тенденцию сходиться более или менее медленно, чистый гистерезис подразумевает, что долгосрочное значение NAIRU не может быть идентифицировано. В этом случае разрыв в уровне безработицы входит в кривую Филлипса только по первым разностям, а не по уровням. С точки зрения свойств временных рядов наблюдаемой безработицы это влечет за собой наличие единичного корня в процессе.

Прежде чем перейти к описанию различных методик, доступных для оценки NAIRU на основе кривой Филлипса, стоит изложить некоторые общие и часто спорные вопросы, которые были рассмотрены в литературе по этому вопросу.

- Кривая Филлипса может быть также определена с точки зрения заработной платы, а не динамики цен. Оценки NAIRU (постоянные или изменяющиеся во времени), полученные с помощью двух альтернативных спецификаций, могут весьма существенно отличаться друг от друга. Кроме того, оценки NAIRU чувствительны к индексам цен, выбранным для измерения инфляции. Этот факт, вероятно, проистекает из неточной природы любой оценки NAIRU. В этом смысле полезно представить альтернативные оценки: либо все меры выглядят одинаково, и надежность оценки повышается, либо они значительно отличаются, и оценки являются ошибочным.

- Переменные правой части кривой Филлипса вводятся либо как запаздывающие, либо как одновременные значения.

- Различные характеристики кривой Филлипса приводят в целом к различным точечным оценкам уровня NAIRU и различным доверительным интервалам вокруг таких оценок. Установлено, что точность временного ряда NAIRU зависит от ряда факторов, таких как размер высокочастотной вариации NAIRU, включение дрейфа в процесс случайного блуждания и конкретная форма, выбранная для моделирования такого дрейфа.

- Выбор и уточнение (например, структура лага) переменных, входящих в вектор z , важны для правильной оценки взаимосвязи между безработицей и инфляцией. Если такие факторы хорошо определены, то результирующая мера NAIRU согласуется со стабильной инфляцией при их отсутствии. Кривая Филлипса, которая не включает в себя какую-либо переменную z может предлагать ненадежные прогнозы.

- Связь между инфляцией и напряженностью рынка труда может быть асимметричной в том смысле, что условия избыточного спроса могут быть более инфляционными, чем условия избыточного предложения – дезинфляционными. Эта особенность имела бы соответствующие политические последствия: перегрев экономики фактически потребовал бы большего ужесточения денежно-кредитных условий, чтобы сохранить стабильность цен под контролем. Асимметрия, вызванная рядом структурных факторов, может также характеризовать наличие гистерезисных эффектов на рынке труда.

Если NAIRU предполагается постоянной на протяжении всего периода рассматриваемой выборки, то уравнение (3.2) может быть переписано в следующем виде:

$$A(L)\Delta p_t = \alpha + \Theta(L)u_t + \gamma z_t + \varepsilon_t, \quad (3.3)$$

и NAIRU вычисляется как МНК-оценка отношения α к сумме коэффициентов безработицы³⁰.

Попробуем изначально рассчитать NAIRU при помощи одномерного подхода, то есть, учитывая только значения уровня безработицы. Используем ежеквартальные данные с 2010 по 2020 год (см. табл. 1, Прил. 1).

Будем считать, что NAIRU является постоянной величиной – найдем его.

При помощи расширенного теста Дики-Фулера проверим порядок интегрируемости значений уровня безработицы при помощи теста с константой. Максимальный порядок лага – 9 (выбран автоматически). В регрессию включаются сезонные фиктивные переменные.

Получим следующий результат: p – значение = 0,004053, следовательно, ряд безработицы u является интегрируемым нулевого порядка ($u \sim I(0)$). Регрессия записывается следующим образом:

$$\Delta u_t = 0,0138 - 0,2611u_{t-1} + 0,0013S1 - 0,0035S2 - 0,0035S3,$$

Где u_t – уровень безработицы в периоде t , $S1$ – сезонная фиктивная переменная для первого квартала, $S2$ – сезонная фиктивная переменная для второго квартала, $S3$ – сезонная фиктивная переменная для третьего квартала.

Поскольку p -значение больше уровня значимости 0,05 только у сезонной фиктивной переменной $S1$, можно исключить её из регрессии:

$$\begin{aligned} \Delta u_t &= 0,0138 - 0,2611u_{t-1} - 0,0035S2 - 0,0035S3 \\ u_t &= 0,0138 + 0,7389u_{t-1} - 0,0035S2 - 0,0035S3 \end{aligned} \quad (3.4)$$

Таким образом из данной регрессии следует, что $NAIRU = 0,0138$ (соответствует значению константы), то есть 1,38%.

В следующем разделе мы рассмотрим методики расчета инфляционных ожиданий.

3.1.3. Расчет инфляционных ожиданий

Предположим, что ожидания относительно инфляции в нашем случае описываются авторегрессионной моделью. Подберем подходящую авторегрессионную модель для инфляции, а именно для индекса потребительских цен.

Воспользуемся методологией Бокса-Дженкинса для построения модели ARIMA³¹.

Согласно методологии Бокса-Дженкинса, подбор модели ARIMA (p, d, q) для исходного ряда X_t осуществляется по следующим этапам:

³⁰ European Central Bank. Alternative measures of the NAIRU in the euro area: estimates and assessment. / URL: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp017.pdf> (Дата обращения: 03.12.2020)

³¹ Вербик Марно. Путеводитель по современной эконометрике. Пер. с англ. В. А. Банникова. Научн. ред. и предисл. С. А. Айвазяна. – М.: Научная книга. 2008. – с. 164-199.

1. Исходный ряд X_t приводится к стационарному виду при помощи последовательного взятия разностей $\Delta^{(d)}X_t$ ряда и тестирования на наличие единичного корня при помощи ADF-теста.

2. На основе анализа автокорреляционной функции выдвигается несколько гипотез о порядках авторегрессии p и скользящего среднего q процесса ARMA (p, q) для ряда $\Delta^{(d)}X_t \sim I(0)$.

3. Для каждой из выбранных гипотез о порядке процесса ARMA (p, q) проводится оценка неизвестных параметров $\mu, \varphi_1, \dots, \varphi_p, \theta_1, \dots, \theta_q$ модели.

4. Из всех построенных моделей выбирается наиболее адекватно соответствующая реальным данным.

5. На основе выбранной модели строятся прогнозные значения временного ряда.

Приступим к построению модели ARIMA для ряда индекса потребительских цен CPI .

Очевидно, что при проверке порядка интегрируемости временного ряда необходимо будет рассматривать тест с константой, поскольку значения ИПЦ колеблются около 100%, следовательно в регрессии ряда присутствует константа, примерно равная единице.

Проверим ряд индексов потребительских цен на порядок интегрируемости при помощи ADF-теста. Максимальный порядок лага – 9 (выбран автоматически).

Получим следующий результат:

Таблица 3.1. Результаты встроеного теста Дики-Фулера для ряда CPI_t .

Тест	р-значение
Тест с константой	0,0004872 ***

Как можно увидеть из результатов теста, на 5% уровне значимости ряд является интегрируемым нулевого порядка.

Далее рассмотрим коррелограмму ряда CPI_t (см. Прил. 3).

Таблица 3.2. Автокорреляционная функция для ряда CPI_t .

Лаг	ACF		PACF		Q-статистика	р-значение
1	0,3081	**	0,3081	**	4,4694	0,035
2	0,0715		-0,0259		4,7159	0,095
3	0,1127		0,1085		5,3434	0,148
4	0,1766		0,1248		6,9223	0,14
5	-0,026		-0,1334		6,9572	0,224
6	0,0618		0,1159		7,1607	0,306
7	-0,0161		-0,1067		7,1749	0,411
8	0,0848		0,1283		7,5790	0,476

Таким образом, нужно проверить следующие модели: AR (1), (1), ARMA (1,1).

Таблица 3.3. Модель AR (1) для ряда CPI_t

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	1,0150	0,0028	363,2000	<0,0001	***
φ_1	0,3166	0,1446	2,1900	0,0286	**
Mean dependent var	1,015269		S.D. dependent var	0,013616	
Mean of innovations	0,000125		S.D. of innovations	0,012771	
R-squared	0,099949		Adjusted R-squared	0,099949	
Log-likelihood	129,3810		Akaike criterion	- 252,76	
Schwarz criterion	- 247,41		Hannan-Quinn	- 250,78	
	<i>Real</i>	<i>Imaginary</i>	<i>Modulus</i>	<i>Frequency</i>	
AR	Root 1	3,1581	0	3,1581	0

Таблица 3.4. Модель MA (1) для ряда CPI_t

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	1,0151	0,0025	404,1000	<0,0001	***
θ_1	0,3101	0,1322	2,3460	0,019	**
Mean dependent var	1,015269		S.D. dependent var	0,013616	
Mean of innovations	0,000094		S.D. of innovations	0,012783	
R-squared	0,098674		Adjusted R-squared	0,098674	
Log-likelihood	129,3415		Akaike criterion	- 252,68	
Schwarz criterion	- 247,33		Hannan-Quinn	- 250,70	
	<i>Real</i>	<i>Imaginary</i>	<i>Modulus</i>	<i>Frequency</i>	
MA	Root 1	-3,2252	0	3,16	0,5

Таблица 3.5. Модель ARMA (1, 1) для ряда CPI_t .

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	1,0150	0,0027	378,3000	<0,0001	***
φ_1	0,1745	0,4872	0,3582	0,7202	
θ_1	0,1572	0,4918	0,3197	0,7492	
Mean dependent var	1,015269		S.D. dependent var	0,013616	
Mean of innovations	0,000114		S.D. of innovations	0,012759	
R-squared	0,101529		Adjusted R-squared	0,080137	
Log-likelihood	129,4178		Akaike criterion	- 250,84	
Schwarz criterion	- 243,70		Hannan-Quinn	- 248,19	
	<i>Real</i>	<i>Imaginary</i>	<i>Modulus</i>	<i>Frequency</i>	
AR	Root 1	5,7293	0	5,73	0
MA	Root 1	-6,3598	0	6,36	0,5

Перейдем к проверке построенных моделей на адекватность.

Как можно заметить, для модели ARMA (1, 1) коэффициенты при переменных φ_1 и θ_1 оказались незначимыми в отличие от соответствующих в моделях AR (1) и MA (1), поэтому исключим из дальнейшего рассмотрения модель ARMA (1, 1). В моделях AR (1) и MA (1) все коэффициенты при переменных являются значимыми на 5% уровне значимости.

Корни оцененных характеристических многочленов как AR (1), так и MA (1) лежат вне единичной окружности, следовательно, построенные модели являются стационарными и обратимыми. Проверим остатки моделей на наличие автокорреляции.

Таблица 3.6. Автокорреляционная функция остатков модели AR (1).

Лаг	ACF	PACF	Q-статистика	p-значение
1	0,0059	0,0059		
2	-0,0564	-0,0564	0,1547	0,694
3	0,0494	0,0503	0,2754	0,871
4	0,1883	0,1854	2,0694	0,558
5	-0,1083	-0,1086	2,6778	0,613
6	0,0937	0,1185	3,1451	0,678
7	-0,0683	-0,1088	3,4002	0,757
8	0,1304	0,1338	4,3567	0,738

Можно увидеть, что значения ACF и PACF расположены в нужном диапазоне (см. рис. 2, Прил. 3) и все p – значения $> 0,05$, следовательно автокорреляции в остатках модели AR (1) нет.

Таблица 3.7. Автокорреляционная функция остатков модели MA (1).

Лаг	ACF	PACF	Q-статистика	p-значение
1	0,0175	0,0175		
2	0,0592	0,0590	0,1836	0,6680
3	0,0387	0,0369	0,2576	0,8790
4	0,2037	0,2001	2,3569	0,5020
5	-0,1114	-0,1258	3,0011	0,5580
6	0,1233	0,1120	3,8110	0,5770
7	-0,0916	-0,1112	4,2699	0,6400
8	0,1460	0,1258	5,4686	0,6030

Можно увидеть, что значения ACF и PACF расположены в нужном диапазоне (см. рис. 3, Прил. 3) и все p – значения $> 0,05$, следовательно автокорреляции в остатках модели MA (1) нет, как и в модели AR (1).

Поскольку характеристики моделей AR (1) и MA (1) оказались схожими, будем выбирать из них, ориентируясь на информационные критерии (см. табл. 3.3, табл. 3.4). В модели AR (1) критерии Акаике и Хеннана-Куинна оказались меньше, чем в модели MA (1), поэтому выберем эту модель для оценки инфляционных ожиданий.

Таким образом, инфляционные ожидания описываются следующим авторегрессионным соотношением:

$$CPI_t = 1,01499 + 0,316648 \cdot CPI_{t-1} \quad (3.5)$$

Поскольку мы рассчитали все необходимые переменные для построения кривой Филлипса, то следующий раздел мы посвятим непосредственно построению модели.

3.1.4. Построение кривой Филлипса

Вспомним вид уравнение кривой Филлипса:

$$\pi = \pi_e - b(u - u_e) + v, \quad (3.6)$$

где b – положительная константа, u – уровень безработицы, а u_e – NAIRU.

Поскольку мы хотим проанализировать взаимосвязи между несколькими временными рядами разных показателей, то будем строить модель векторной авторегрессии. Будем действовать по стандартной процедуре построения VAR³²:

1. Проверка исходных рядов на стационарность. При необходимости – приведение рядов к стационарному виду.
2. Построение модели VAR по выбранным стационарным переменным. Проверка выполнения лежащих в её основе предпосылок, а именно – стационарность, распределение ошибок как белого шума. Проведение теста на нормальность ошибок.
3. Проведение тестов на причинность по Грейнджеру для рядов, включенных в VAR. Сопоставление результатов с ожиданиями в соответствии с экономической теорией.
4. Построение динамического прогноза переменных модели (всех или нескольких).
5. Анализ откликов на шоки.
6. Анализ прогноза разложения дисперсии.

Таким образом, мы будем рассматривать следующее уравнение кривой Филлипса:

$$\pi = \pi_e - b(u - u_e) + \vartheta r + v, \quad (3.7)$$

где r – показатель, характеризующий шок в обменном курсе (в данном случае – индекс номинального эффективного курса рубля к иностранным валютам).

Проверим все переменные нашей модели на порядок интегрируемости:

Таблица 3.8. Результаты проверки на порядок интегрируемости переменных кривой Филлипса. (*exchange rate* – индекс номинального эффективного курса рубля к иностранным валютам, u^e – NAIRU, CPI_e – ожидаемая инфляция).

Переменная	Тест с константой, р-значение	
<i>CPI</i>	0,0004872	***
<i>exchange rate</i>	2,13e-07	***
$u - u^e$	0,004051	***
CPI_e	0,0003203	***

Как можно увидеть, все переменные являются интегрируемыми нулевого порядка.

Проведем тест на выбор порядка лагов для VAR. В качестве экзогенной переменной выступит обменный курс, все остальные переменные в модели являются эндогенными. В качестве максимального порядка лагов укажем 4 (один год). Будем включать сезонные фиктивные переменные. По двум критериям из трех наилучшая модель VAR будет при выборе порядка лагов 1.

Построим VAR первого порядка. Будем включать сезонные фиктивные переменные в регрессию. Получим следующие результаты.

³² Подкорытова, О. А. Анализ временных рядов: учебное пособие для вузов / О. А. Подкорытова, М. В. Соколов. – Москва: Издательство Юрайт, 2020. — с. 129-137. — URL: <https://urait.ru/bcode/450587> (дата обращения: 13.12.2020).

Таблица 3.9. Уравнение для переменной CPI_t .

Уравнение 1: CPI_t	Коэффициент	Станд. отклонение	t-стат.	p-значение	
<i>const</i>	0,469117	0,361131	1,299	0,2029	
CPI_{t-1}	0,368037	0,130887	2,812	0,0082	***
CPI_{t-1}^e	0,147976	0,41075	0,3603	0,7209	
$(u - u^e)_{t-1}$	0,289435	0,163367	1,772	0,0857	*
<i>exchange_rate</i> _t	-0,00069	0,00022057	-3,128	0,0037	***
<i>exchange_rate</i> _{t-1}	-0,0010324	0,00022511	-4,586	<0,0001	***
S1	0,0208339	0,0038242	5,448	<0,0001	***
S2	0,00873128	0,00438488	1,991	0,0548	*
S3	0,00768622	0,00389887	1,971	0,0571	*

Таблица 3.10. Уравнение для переменной CPI_t^e .

Уравнение 2: CPI_t^e	Коэффициент	Станд. отклонение	t-стат.	p-значение	
<i>const</i>	0,693594	8,72E-13	7,95E+11	<0,0001	***
CPI_{t-1}	0,316648	3,16E-13	1,00E+12	<0,0001	***
CPI_{t-1}^e	5,33E-12	9,92E-13	5,368	<0,0001	***
$(u - u^e)_{t-1}$	-1,93E-13	3,95E-13	-0,4885	0,6284	
<i>exchange_rate</i> _t	0	0	1,952	0,0594	*
<i>exchange_rate</i> _{t-1}	0	0	-2,31	0,0273	**
S1	0	0	-0,1419	0,888	
S2	0	0	2,675	0,0115	**
S3	0	0	0,4064	0,6871	

Таблица 3.11. Уравнение для переменной $(u - u^e)_t$.

Уравнение 3: $(u - u^e)_t$	Коэффициент	Станд. отклонение	t-стат.	p-значение	
<i>const</i>	-0,0109406	0,153325	-0,07136	0,9435	
CPI_{t-1}	0,0324973	0,0555706	0,5848	0,5627	
CPI_{t-1}^e	-0,0120208	0,174392	-0,06893	0,9455	
$(u - u^e)_{t-1}$	0,772133	0,0693606	11,13	<0,0001	***
<i>exchange_rate</i> _t	-7,21E-05	9,36E-05	-0,7697	0,4469	
<i>exchange_rate</i> _{t-1}	-0,0001825	9,56E-05	-1,909	0,0649	*
S1	0,00168244	0,00162364	1,036	0,3076	
S2	-0,0035005	0,00186168	-1,88	0,0689	*
S3	-0,0021879	0,00165534	-1,322	0,1954	

Проверим ряд на стационарность при помощи обратных корней VAR.

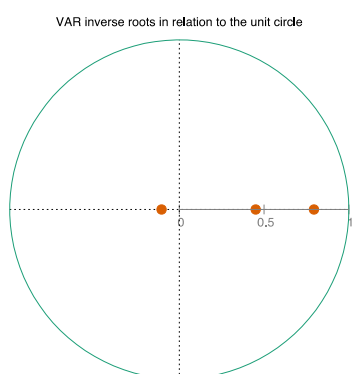


Рисунок 3.1. Обратные корни VAR (1) для модели кривой Филлипса.

Все обратные корни VAR оказались внутри единичной окружности, что свидетельствует о стационарности модели.

Тесты на автокорреляцию указывают на отсутствие автокорреляции, поскольку все p-значения больше 0,05.

Проведем тесты на причинность по Грейджеру:

Таблица 3.12. Результаты теста на причинность по Грейджеру для построенной VAR (1).

Тест на причинность по Грейджеру	Значения F-тестов для нулевых ограничений		
	F (1, 33)	p-значение	
Для ИПЦ			
Все лаги ИПЦ	7,9066	0,0082	***
Все лаги ожидаемого ИПЦ	0,1298	0,7209	
Все лаги $(u - u^e)$	3,1389	0,0857	*
Для ожидаемого ИПЦ			
Все лаги ИПЦ	1,00E+24	0,0000	***
Все лаги ожидаемого ИПЦ	28,8100	0,0000	***
Все лаги $(u - u^e)$	0,2387	0,6284	
Для $(u - u^e)$			
Все лаги ИПЦ	0,3420	0,5627	
Все лаги ожидаемого ИПЦ	0,0048	0,9455	
Все лаги $(u - u^e)$	123,9200	0,0000	***

Из результатов теста на причинность по Грейджеру можно сделать следующие выводы:

1. Уровень безработицы за вычетом NAIRU является причинностью по Грейджеру для индекса потребительских цен, но не наоборот, что соответствует концепции кривой Филлипса.
2. Индекс потребительских цен является причинностью по Грейджеру для ожиданий ИПЦ, но не наоборот.

В соответствии с полученными результатами подтверждается гипотеза о воздействии уровня безработицы на уровень инфляции, однако знак коэффициента при переменной $(u - u_e)$ в уравнении для CPI_t положительный, в отличие от предполагаемого в модели. Следовательно, ожидается, что с ростом уровня безработицы за вычетом NAIRU темп инфляции будет увеличиваться, что не соответствует нисходящему тренду кривой Филлипса. Напротив, мы получим восходящую кривую:

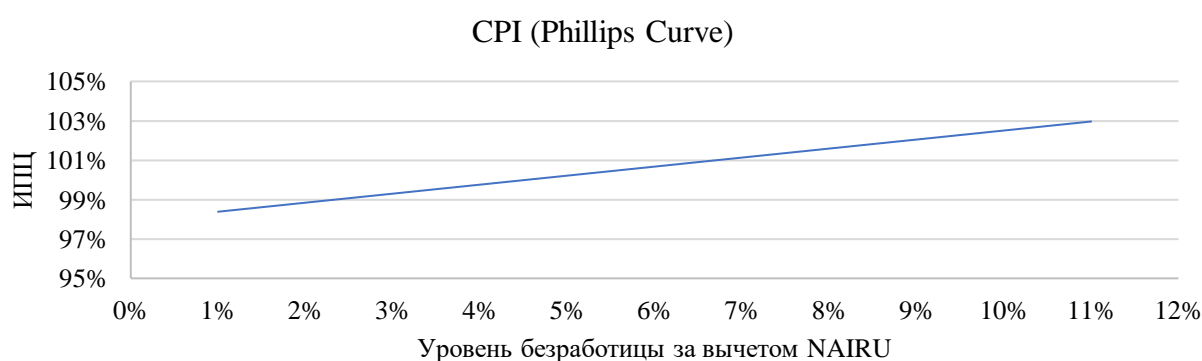


График 3.4. Кривая Филлипса в соответствии с построенной моделью VAR (1).

Проведем анализ откликов модели на шоки. Для получения структурных шоков и оценивания функций отклика на импульс (Impulse response function, IRF) к оцененной VAR-модели мы применили декомпозицию Холецкого. В разложении Холецкого был выбран следующий порядок рядов: уровень безработицы за вычетом NAIRU, индекс потребительских цен, ожидаемый ИПЦ. В качестве горизонта прогнозирования выберем 20 кварталов (5 лет).

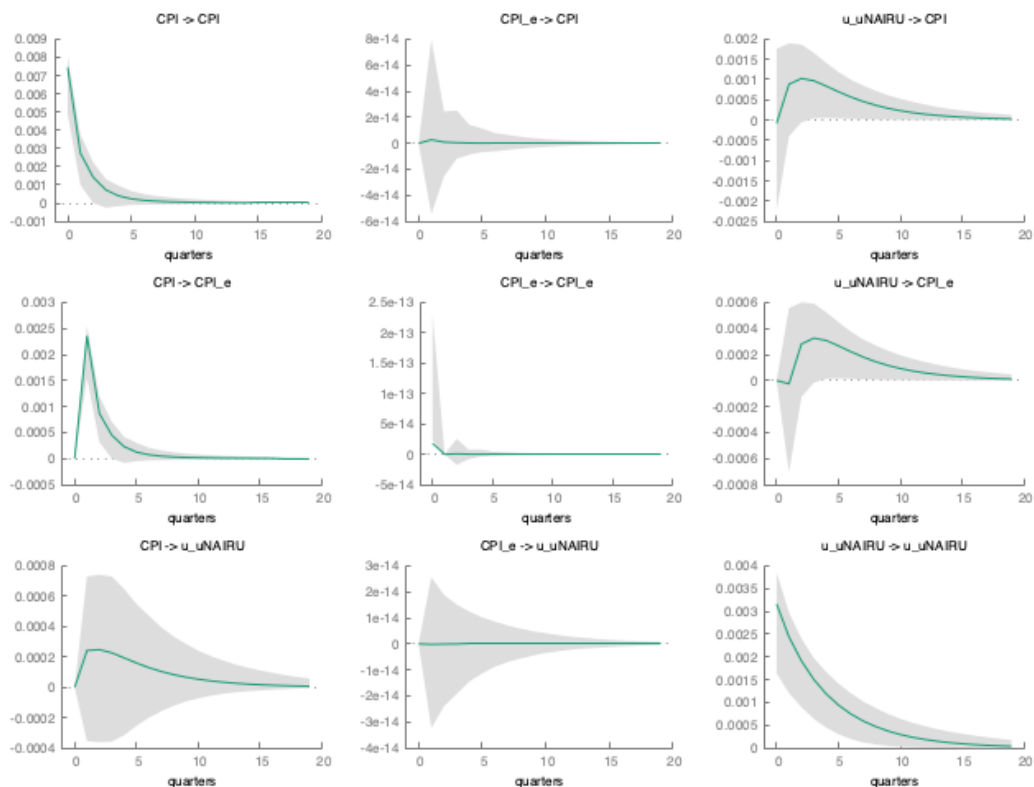


Рисунок 3.2. Анализ откликов на шоки для построенной VAR (1) в рамках модели кривой Филлипса.

Наибольшую чувствительность к шокам мы можем наблюдать в случае шоков в индексе потребительских цен.

Рассмотрим также прогноз для разложения дисперсии на 5 лет для ИПЦ и для уровня безработицы за вычетом NAIRU.

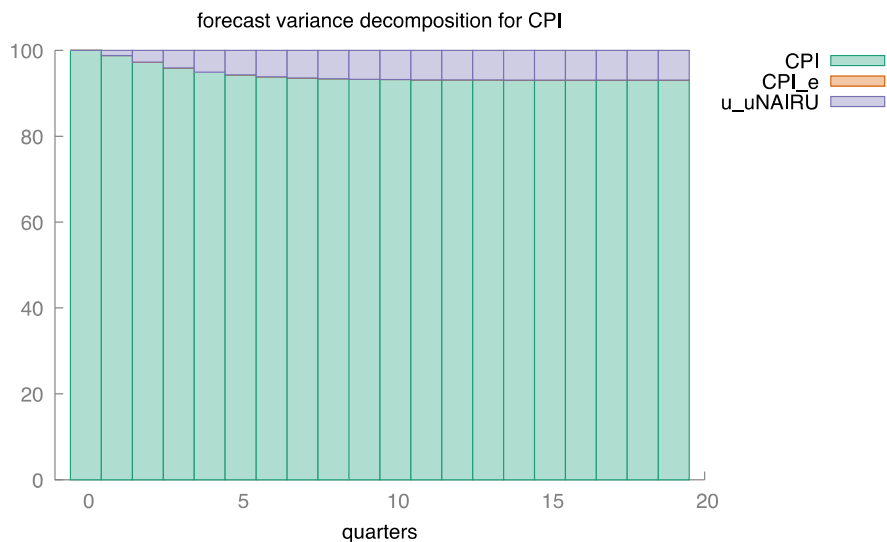


Рисунок 3.3. Прогноз разложения дисперсии ИПЦ на 5 лет в рамках построенной VAR (1) для модели кривой Филлипса.

Дисперсия оптимального линейного прогноза ИПЦ в первый квартал полностью объясняется ортогонализированными шоками в самом себе. Со второго квартала дисперсия ИПЦ уже объясняется в том числе и ортогонализированными шоками в уровне безработицы.

Если смотреть на прогноз на более длительный промежуток времени (5 лет), то можно заметить, что дисперсия ИПЦ объясняется шоками в уровне безработицы не более чем на 10%.

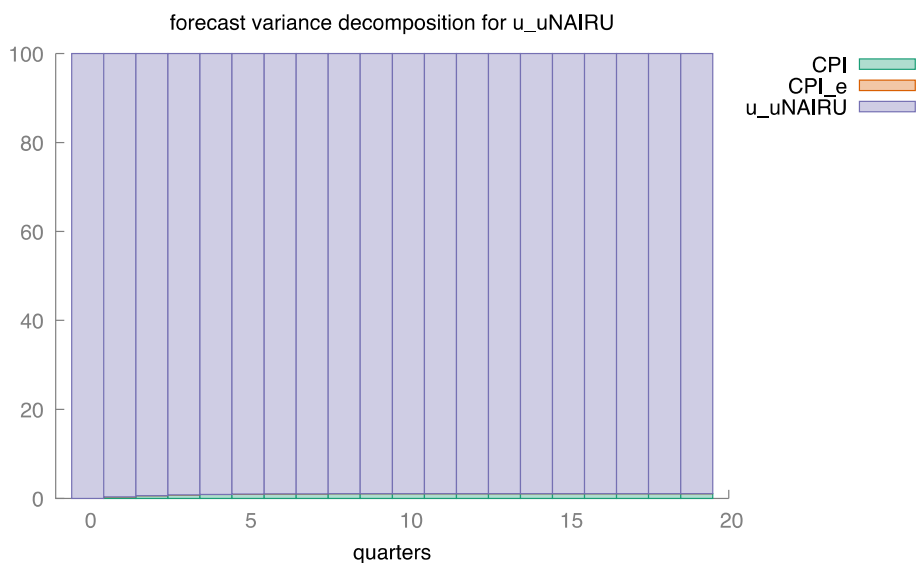


Рисунок 3.4. Прогноз разложения дисперсии для уровня безработицы за вычетом NAIRU на 5 лет в рамках построенной VAR (1) для модели кривой Филлипса.

Если говорить о дисперсии оптимального линейного прогноза уровня безработицы за вычетом NAIRU, то можно заметить аналогичную ИПЦ тенденцию. Отличие заключается в том, что если смотреть на прогноз на 5 лет, то можно заметить, что дисперсия объясняется шоками в ИПЦ не более чем на 1,5%.

Таким образом, мы можем сделать следующий вывод. Несмотря на что в построенной модели подтверждается гипотеза о воздействии уровня безработицы на уровень инфляции (в соответствии с результатами теста на причинность по Грейнджеру), кривая Филлипса не характеризует российскую экономику. Для российской экономики характерна положительная корреляция между уровнем безработицы и уровнем инфляции.

3.2. Новая кривая Филлипса

3.2.1. Сбор статистических данных, необходимых для построения модели

В данном пункте мы рассмотрим источники статистических данных по показателям, на основе которых строится новая кривая Филлипса. Вспомним уравнение новой кривой Филлипса:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \gamma Y_t, \quad (3.8)$$

где π_t – уровень инфляции, $E_t \pi_{t+1}$ – ожидаемый уровень инфляции, Y_t – мера разрыва выпуска.

Мы будем использовать те же данные по уровню инфляции, что и для кривой Филлипса (см. пункт 3.1.1.), а именно ежемесячные данные по 2010-2020 годам. В качестве статистики по ожидаемому уровню инфляции будем использовать оцененные в пункте 3.1.3.

инфляционные ожидания. Таким образом, для построения новой кривой Филлипа остается рассчитать меру разрыва выпуска, поскольку официальной статистики по данному показателю нет. В следующей главе мы рассмотрим возможные варианты расчета меры разрыва выпуска и воспользуемся одним из них.

3.2.2. Расчет меры разрыва выпуска

Под разрывом выпуска понимается отклонение фактического (наблюдаемого) внутреннего валового продукта (ВВП) от потенциального ВВП. Потенциальный ВВП в свою очередь является ненаблюдаемой величиной. В целом потенциальный выпуск может быть определен как максимальный уровень выпуска, который может быть получен в экономике без увеличения инфляции. Согласно традиционной экономической теории, потенциальный выпуск обуславливается факторами производства и технологическим уровнем, и представляет собой потенциальную возможность национальной экономики производить товары и услуги для потребителей³³.

В целом существующие методы оценки разрыва выпуска можно разделить на следующие группы:

- методы прямой оценки;
- одномерные методы;
- многомерные методы;
- структурные методы.

Кратко опишем эти методы.

Суть прямых методов оценки потенциального выпуска заключается в опросах предприятий, которые дают полезную информацию об уровне использования производственных мощностей предприятий. Недостатком такого метода является то, что собранная по опросам статистика позволяет оценить загрузку производственных мощностей, но не уровень производственного потенциала. Также немаловажно учитывать субъективный характер ответов респондентов.

Также широко используемыми являются одномерные статистические методы. Они основываются только на информации о заданном конкретном временном ряду. Одним из таких методов является одномерный фильтр Ходрика-Прескотта.

Фильтр Ходрика-Прескотта (Hodrick-Prescott Filter (HP)) – это метод сглаживания, который широко используется в макроэкономике для получения гладкой оценки

³³ Игорь Пелипась, Роберт Кирхнер, Энзо Вебер. Является ли разрыв выпуска полезным индикатором для монетарной политики в Беларуси? / Берлин/Минск, Июнь 2014. – с. 6-10.

долгосрочной трендовой составляющей ряда. Впервые этот метод был использован Ходриком и Прескоттом для анализа послевоенных бизнес-циклов США.

Фильтр Ходрика-Прескотта при помощи двустороннего метода скользящего среднего раскладывает временной ряд на следующие ненаблюдаемые компоненты: тренд и цикл. Фильтр описывается следующим уравнением:

$$\min_s \left(\sum_{t=1}^T (y_t - s_t)^2 + \lambda \cdot \sum_{t=2}^{T-1} ((s_{t+1} - s_t) - (s_t - s_{t-1}))^2 \right), \quad (3.9)$$

где y_t – наблюдаемые данные (исходный временной ряд), s_t – тренд, λ – параметр сглаживания. Как можно заметить, левая сумма соответствует тому, что тренд должен быть достаточно близок к исходному ряду, а правая сумма в то же время накладывает ограничение на гладкость тренда³⁴.

К существенным плюсам данного метода можно отнести его простоту и доступность для реализации в статистических пакетах. Полученный тренд можно считать оценкой потенциального выпуска. При этом параметр сглаживания выбирается в соответствии с частотой имеющихся данных. Для квартальных данных обычно выбирается $\lambda = 1600$ ³⁵. Чем больше значение параметра сглаживания, тем больше полученный тренд будет соответствовать линейному.

К недостаткам модели можно отнести неточность выбора параметра λ , искажения на концах выборки, что можно было заметить исходя из формулы, сильное сглаживание, отсутствие опоры на экономическую теорию, чисто статистическую сущность метода и прочие³⁶.

Еще одним одномерным методом оценки меры разрыва является метод скользящего среднего (Moving average). Метод скользящего среднего – метод сглаживания, используемый для анализа ряда данных путем создания ряда средних значений подмножеств полного набора данных. Простое скользящее среднее (Simple moving average) – метод, основанный на создании ряда средних арифметических фиксированного набора значений из исходного временного ряда³⁷. Метод простого скользящего среднего пользуется широкой популярностью у трейдеров и финансовых аналитиков.

³⁴ Hodrick-Prescott Filter / EViews / URL: http://www.eviews.com/help/helpintro.html#page/content/series-Hodrick-Prescott_Filter.html (Дата обращения: 7.02.2021)

³⁵ Robert J. Hodrick and Edward C. Prescott. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. / Source: Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 29, No. 1 (Feb., 1997), pp. 1-16 Published by: Blackwell Publishing. URL: <http://www.jstor.org/stable/2953682> (Дата обращения: 7.02.2021)

³⁶ Hamilton's "Why you should never use the Hodrick-Prescott Filter" / EViews. Wednesday, July 26, 2017. URL: <http://blog.eviews.com/2017/07/hamiltons-why-you-should-never-use.html> (Дата обращения: 13.02.2021)

³⁷ Investopedia. Moving Average (MA) / URL: <https://www.investopedia.com/terms/m/movingaverage.asp> (Дата обращения: 13.02.2021)

Главное преимущество метода простого скользящего среднего заключается в том, что он предлагает сглаженную линию, менее склонную к резким колебаниям вверх и вниз в ответ на небольшие временные колебания ряда. Недостаток метода простого скользящего среднего заключается в том, что он медленнее реагирует на внезапные изменения ряда, которые часто происходят на финансовом рынке. Поэтому, если говорить о трейдерах или аналитиках, то простое скользящее среднее используют часто те из них, кто работает с более длинными временными промежутками³⁸.

Другим одномерным методом сглаживания является метод экспоненциального скользящего среднего (Exponential moving average). Экспоненциальное скользящее среднее – это разновидность метода скользящего среднего, который придает больший вес и значимость самым последним точкам данных. Экспоненциальное скользящее среднее также называется экспоненциально взвешенным скользящим средним. Экспоненциально взвешенное скользящее среднее более чутко реагирует на недавние изменения цен, чем простое скользящее среднее, которая применяет равный вес ко всем наблюдениям за период.

Формулу экспоненциального скользящего среднего можно записать следующим образом:

$$EMA_t = \alpha \cdot X_t + (1 - \alpha) \cdot EMA_{t-1}, \quad (3.10)$$

где EMA_t – экспоненциальное скользящее среднее в момент времени t , X_t – значение показателя исходного временного ряда в момент времени t , α – параметр, или «дисконт», отвечающий за скорость уменьшения значимости наблюдений. Чем ближе α к нулю, тем ближе оценка будет к исходному ряду X_t . Чем ближе α к 1, тем больше оценка по методу экспоненциального сглаживания близка к скользящему среднему³⁹.

Преимущество экспоненциального сглаживания заключается в том, что, будучи взвешенным по отношению к последним изменениям цены, он реагирует на изменения ряда быстрее, чем простое скользящее среднее. Одновременный недостаток большей чувствительности заключается в том, что экспоненциальное сглаживание более уязвимо к ложным «взлетам и падениям» временного ряда. Обычно экспоненциальное скользящее среднее используют трейдеры, которые торгуют на коротких временных промежутках, таких как 15-минутные или часовые. Еще одним недостатком является произвольный выбор параметра сглаживания, как и выбор параметра λ в случае фильтра Ходрика-Прескотта.

³⁸ Investopedia. Advantages and Disadvantages of the Simple Moving Average (SMA)? / URL: <https://www.investopedia.com/ask/answers/013015/what-are-main-advantages-and-disadvantages-using-simple-moving-average-sma.asp> (Дата обращения: 13.10.2021)

³⁹ Подкорытова, О. А. Анализ временных рядов: учебное пособие для вузов / О. А. Подкорытова, М. В. Соколов. — URL: <https://urait.ru/bcode/450587> (дата обращения: 14.02.2021).

К другим одномерным методам оценки меры разрыва относятся разложение Бевеиджа-Нельсона, фильтры Бакстера-Кинга и Кристиано-Фицджеральда и др.

В отличие от одномерных методов многомерные дают возможность оценить разрыв выпуска, основываясь на нескольких временных рядах разных показателей, что означает возможность учета экономической теории. К таким методам можно отнести многомерный фильтр Ходрика-Прескотта, многомерные модели с ненаблюдаемыми компонентами, структурные модели векторной авторегрессии (SVAR), метод производственной функции и динамические стохастические модели общего равновесия (DSGE).

Наиболее часто при использовании многомерного подхода к оценке разрыва выпуска, в качестве дополнительных показателей, позволяющих учесть экономическую теорию, используют уровень инфляции. Поскольку в дальнейшем при построении новой кривой Филлипса мы будем работать с многомерной моделью, включающей в себе фактическую и ожидаемую инфляцию, нецелесообразно на этапе оценки разрыва выпуска данные показатели в виде экономической теории.

Таким образом, для целей данного исследования больше подходят одномерные методы оценки меры разрыва выпуска.

Прежде чем приступить к оценке разрыва выпуска, необходимо определиться с тем, какой показатель будет выбран в качестве «выпуска». Очевидно, что данные, используемые для расчетов, должны быть наблюдаемыми, доступными и надежными. На сайте Федеральной службы государственной статистики⁴⁰ представлены следующие показатели ВВП по кварталам:

- в текущих ценах;
- в постоянных ценах;
- в постоянных ценах с исключением сезонного фактора;
- индексы физического объема (% к соответствующему кварталу предыдущего года);
- индекс-дефлятор (% к соответствующему кварталу предыдущего года).

Определимся с требованиями, по которым будем отбирать показатели для расчета разрыва выпуска:

1. Желательно отсутствие сезонных колебаний.
2. Отсутствие каких-либо перерасчетов показателя в соответствии с инфляционными изменениями цен.

Варианты представления ВВП в постоянных ценах в рамках проводимого анализа не релевантны для нас, поскольку в дальнейшем при построении новой кривой Филлипса и иных

⁴⁰ Федеральная служба государственной статистики. Национальные счета / URL: <https://rosstat.gov.ru/accounts> (Дата обращения: 16.04.2021)

моделей мы будем исследовать влияние разрыва выпуска на инфляцию, которая как раз будет исключена из показателя разрыва выпуска при выражении ВВП в постоянных ценах.

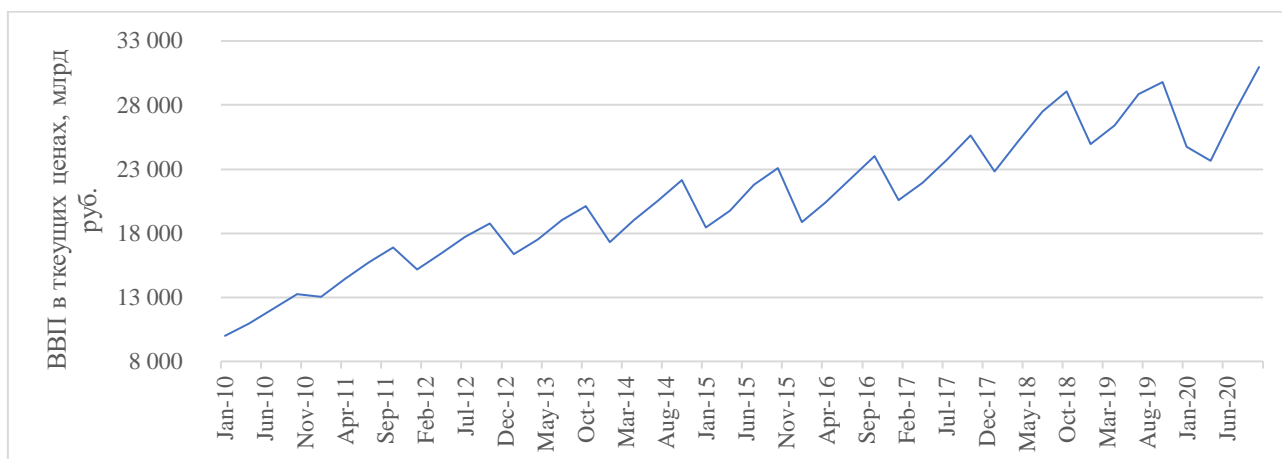


График 3.5. ВВП в текущих ценах в 2010-2020 гг., млрд руб.

Рассмотрим график ВВП в текущих ценах. Как можно заметить, очевидно наличие сезонных колебаний. Таким образом, данный временной ряд нам скорее не подходит.

Рассмотрим индекс физического объема (% к соответствующему кварталу предыдущего года). Для начала уточним методологию расчета данного индекса.

В целом для переоценки валового внутреннего продукта и его компонентов в цены предыдущего применяют дефлятирование и экстраполяцию. Так, при помощи метода экстраполяции, в частности, можно найти индекс физического объема. Суть метода экстраполяции состоит в получении стоимости товаров и услуг в текущем периоде в ценах предыдущего года посредством перемножения стоимости товаров и услуг в соответствующем предыдущем периоде на индекс, отражающий изменение физического объема товаров и услуг в текущем периоде по сравнению с соответствующим предыдущим периодом:

$$\sum_{i=1}^n p_{i,t-1} \cdot q_{i,t} = \sum_{i=1}^n p_{i,t-1} \cdot q_{i,t-1} \cdot I_{t-1 \rightarrow t}^q \quad (3.11)$$

где $p_{i,t}$ – цена товара i в периоде t , $q_{i,t}$ – количество товара i в периоде t , $I_{t-1 \rightarrow t}^q$ – индекс физического объема в процентах к предыдущему году или к соответствующему кварталу предыдущего года.

Таким образом, можно получить уравнение для индекса физического объема:

$$I_{t-1 \rightarrow t}^q = \frac{\sum_{i=1}^n p_{i,t-1} \cdot q_{i,t}}{\sum_{i=1}^n p_{i,t-1} \cdot q_{i,t-1}}, \quad (3.12)$$

Как можно заметить, индекс физического объема в таком случае является индексом Ласпейреса. При этом Федеральная служба отмечает следующее:

«Согласно теории индексов индекс по Ласпейресу искажает измерение «истинного» значения теоретического индекса цен в сторону завышения, тогда как индекс по Пааше – в сторону занижения, что называется «эффектом Гершенкрона». Для устранения этого эффекта

теорией рекомендуется использование индекса по формуле Фишера, исчисляемого как средняя геометрическая из индексов по Ласпейресу и по Пааше»⁴¹. Формула индекса физических цен по Фишеру выглядит следующим образом:

$$I_{F_{t-1 \rightarrow t}}^q = \sqrt{I_{L_{t-1 \rightarrow t}}^q \cdot I_{P_{t-1 \rightarrow t}}^q} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n p_{i,t-1} \cdot q_{i,t}}{\sum_{i=1}^n p_{i,t-1} \cdot q_{i,t-1}} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n p_{i,t} \cdot q_{i,t}}{\sum_{i=1}^n p_{i,t} \cdot q_{i,t-1}}}, \quad (3.13)$$

где $I_{F_{t-1 \rightarrow t}}^q$ – индекс физического объема Фишера, $I_{L_{t-1 \rightarrow t}}^q$ – индекс физического объема Ласпейреса, $I_{P_{t-1 \rightarrow t}}^q$ – индекс физического объема Пааше.

Рассмотрим теперь график индекса физического объема. Явные сезонные тренды не наблюдаются.

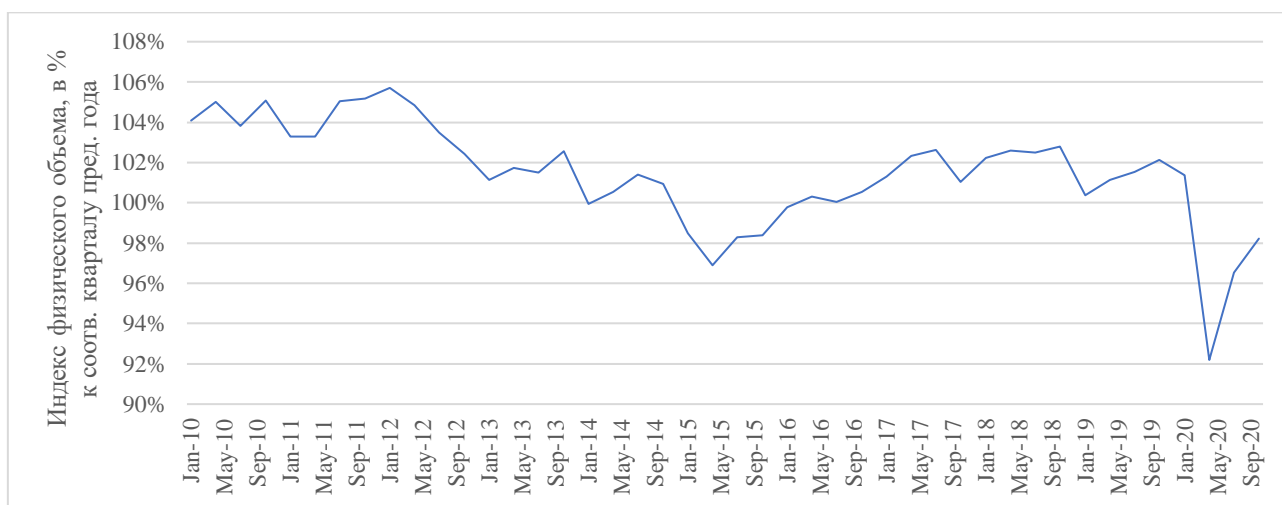


График 3.6. Индекс физического объема, в процентах к соответствующему кварталу предыдущего года.

Обсудим также последний показатель ВВП, представленный на сайте Федеральной службы государственной статистики – индекс-дефлятор (% к соответствующему кварталу предыдущего года). Как можно догадаться из названия, а затем и убедиться по методологии расчета, представленной на сайте, данный индекс в некоторой степени связан с уровнем инфляцией, а потому не подходит для целей данного исследования.

Таким образом, мы выбрали показатель, который будем использовать для нахождения меры разрыва выпуска – индекс физического объема (% к соответствующему кварталу предыдущего года), и далее мы приступим к расчету меры разрыва.

Чтобы избежать проблемы неточности оценки концов выборки в случае фильтра Ходрика-Прескотта и сужения рабочей выборки при применении сглаживания с помощью простого скользящего среднего, мы на некоторое время расширим выборку и будем работать

⁴¹ Федеральная служба государственной статистики. Национальные счета. / Валовой внутренний продукт. Индексы физического объема (% к соответствующему кварталу предыдущего года) / URL: <https://rosstat.gov.ru/accounts> (Дата обращения: 20.02.2021)

с данными с первого квартала 2009 года, а затем после произведения расчетов снова ограничим выборку до той, с которой изначально планировалось работать.

Сначала построим ряд потенциального индекса физического объема при помощи фильтра Ходрика-Прескотта. В качестве параметра сглаживания выберем $\lambda = 1600$, поскольку мы работаем с квартальными данными. Результат представлен на рис. 3.5.

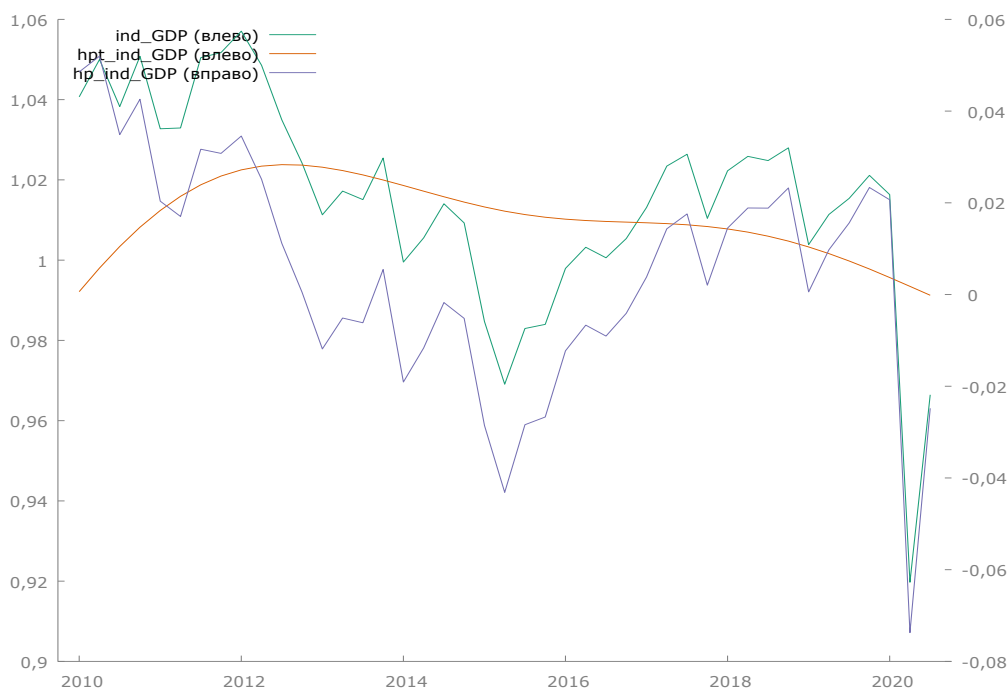


Рисунок 3.5. График разрыва выпуска при применении фильтра Ходрика-Прескотта (зеленым цветом – исходный ряд, оранжевым цветом – потенциальный выпуск (сглаженный ряд), фиолетовым цветом – разрыв выпуска).

Построим также ряд потенциального индекса физического объема при помощи метода простого скользящего среднего. В качестве количества наблюдений для расчета среднего арифметического выберем 4, поскольку это будет соответствовать одному году. Результат представлен на рис. 3.6.

Наконец, применим экспоненциальное сглаживание к ряду индекса физического объема. В качестве коэффициента «значимости» текущего наблюдения выберем 0.2, как наиболее широко используемый параметр. Первое значение сглаженного ряда будет соответствовать первому значению исходного временного ряда. Результат построения представлен на рис. 3.7.

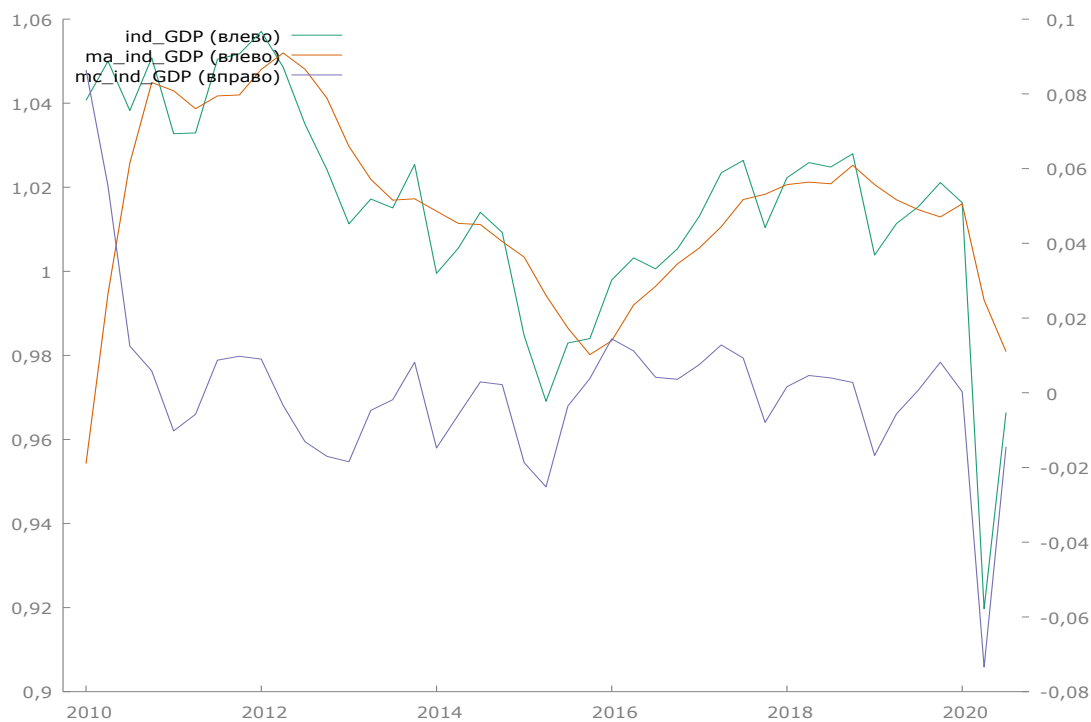


Рисунок 3.6. График разрыва выпуска при применении метода простого скользящего среднего (зеленым цветом – исходный ряд, оранжевым цветом – потенциальный выпуск (сглаженный ряд), фиолетовым цветом – разрыв выпуска).

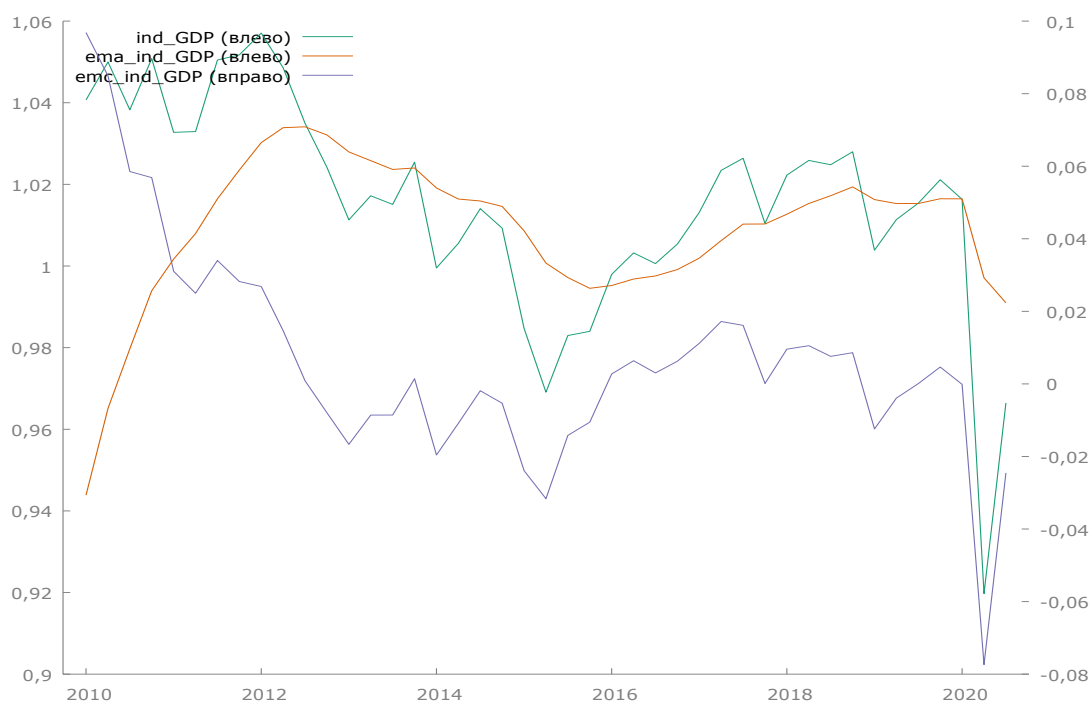


Рисунок 3.7. График разрыва выпуска при применении метода экспоненциального скользящего среднего (зеленым цветом – исходный ряд, оранжевым цветом – потенциальный выпуск (сглаженный ряд), фиолетовым цветом – разрыв выпуска).

Как можно заметить из трех графиков, наиболее сглаженный вид имеет ряд, полученный при помощи фильтра Ходрика-Прескотта, что уже ранее оценивалось как его недостаток.

Метод экспоненциального сглаживания предполагал придание большего веса недавним наблюдениям, однако, поскольку наблюдения включают в себя в том числе данные со второго

квартала 2020 года и далее, в которые мировая экономика существенно пострадала от разразившейся эпидемии COVID-19, придание большего веса недавним наблюдениям следует считать неправильным, поскольку это искажает результаты расчетов. Как уже оговаривалось ранее, при сведении параметра сглаживания к нулю, мы получим ряд, практически соответствующий исходному, что не соответствует интересам исследования.

Таким образом, наиболее подходящими для нас является мера разрыва выпуска, полученная при помощи метода простого скользящего среднего. Именно этот показатель мы будем использовать в следующем параграфе для построения новой кривой Филлипса.

3.2.3. Построение новой кривой Филлипса

Аналогично ситуации с построением кривой Филлипса мы будем оценивать новую кривую Филлипса, включая в модель показатель, описывающий шоковые изменения предложения, которые чувствительны к изменениям обменного курса. Как и в предыдущей главе в качестве такого показателя будем использовать индекс номинального эффективного курса рубля к иностранным валютам.

Поскольку мы хотим проанализировать взаимосвязи между несколькими временными рядами разных показателей, то будем строить модель векторной авторегрессии. Этапы построения VAR будут теми же, что и ранее.

Вспомним уравнение новой кривой Филлипса:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \gamma Y_t.$$

Начнем с проверки рядов на стационарность при помощи теста Дики-Фулера.

Таблица 3.13. Результаты проверки на порядок интегрируемости переменных новой кривой Филлипса. (*exchange rate* – индекс номинального эффективного курса рубля к иностранным валютам, *CPI* – индекс потребительских цен, *CPI_e* – ожидаемый ИПЦ, *output gap* – мера разрыва выпуска, рассчитанная методом простого скользящего среднего).

Переменная	Тест с константой, р-значение	
<i>CPI</i>	0,0004872	***
<i>CPI_e</i>	0,0003203	***
<i>exchange rate</i>	2,13e-07	***
<i>output gap</i>	4.943e-05	***

Как можно увидеть, все переменные являются интегрируемыми нулевого порядка.

В рамках данной главы предлагаем рассмотреть две модели векторной авторегрессии, одна из которых будет включать в себя фиктивную переменную *covid*, которая будет принимать значение 1, начиная со второго квартала 2020 года. Это позволит учесть возможный эффект эпидемии коронавируса.

Начнем с модели, учитывающей эффект коронавируса. Проведем тест на выбор порядка лагов для VAR. В качестве экзогенных переменных выступают обменный курс и фиктивная переменная *covid*, все остальные переменные в модели являются эндогенными. В

качестве максимального порядка лагов укажем 8 (один год). Будем включать сезонные фиктивные переменные.

Будем строить VAR шестого порядка. Будем включать сезонные фиктивные переменные в регрессию. Прежде чем приводить результаты построения VAR, проверим её на адекватность. В первую очередь проверим ряд на стационарность при помощи обратных корней VAR. Как можно увидеть из рис. 3.8, все обратные корни VAR лежат внутри единичной окружности, что свидетельствует о стационарности модели.

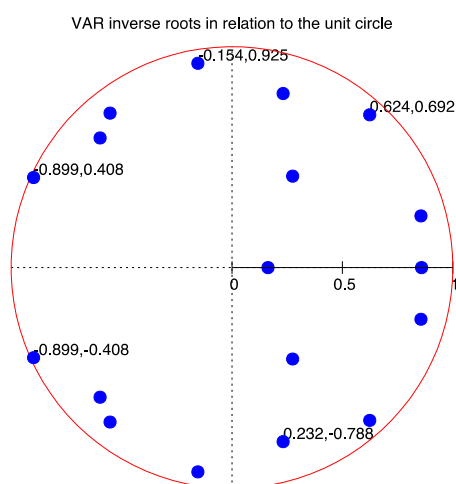


Рисунок 3.8. Обратные корни VAR (6), учитывающей эпидемию коронавируса.

При проведении теста на автокорреляцию убеждаемся в её отсутствии.

Проведем тесты на причинность по Грейнджеру:

Таблица 3.14. Результаты теста на причинность по Грейнджеру для модели VAR (6), учитывающей эпидемию коронавируса.

Тест на причинность по Грейнджеру		Значения F-тестов для нулевых ограничений		
		F (6, 13)	p-значение	
Для ИПЦ	Все лаги ИПЦ	6,0959	0,0032	***
	Все лаги ожидаемого ИПЦ	1,5786	0,2301	
	Все лаги разрыва выпуска	1,3774	0,2942	
Для ожидаемого ИПЦ	Все лаги ИПЦ	5,2387e+08	0,0000	***
	Все лаги ожидаемого ИПЦ	0,37266	0,8836	
	Все лаги разрыва выпуска	0,50269	0,6011	
Для разрыва выпуска	Все лаги ИПЦ	1,7288	0,1918	
	Все лаги ожидаемого ИПЦ	1,1934	0,3685	
	Все лаги разрыва выпуска	2,7811	0,0577	*

Из результатов теста на причинность по Грейнджеру можно сделать следующие выводы:

1. Индекс потребительских цен является причинностью по Грейнджеру для ожиданий ИПЦ, но не наоборот, что свидетельствует об адекватности модели.
2. Концепция новой кривой Филлипса не подтверждается, поскольку разрыв выпуска не является причинностью по Грейнджеру для индекса потребительских цен.

Таким образом, построенная VAR (6), учитывающая эффект вспышки коронавируса, не соответствует концепции новой кривой Филлипса.

Построим теперь модель VAR, не учитывающую коронавирусную эпидемию.

Проведем тест на выбор порядка лагов для VAR. В качестве экзогенной переменной выступит обменный курс, все остальные переменные в модели являются эндогенными. В качестве максимального порядка лагов укажем 4 (один год). Будем включать сезонные фиктивные переменные. По двум критериям из трех наилучшая модель VAR будет при выборе порядка лагов 1 (оставшийся критерий рекомендует модель VAR с порядком лага 3).

При построении VAR (1) была получена модель с автокорреляции, поэтому в дальнейшем она не рассматривалась.

Наконец, построим VAR (3), не учитывающую эффект коронавируса в соответствии с рекомендацией критерия Акаике в тесте на выбор порядка лага.

Проверим построенную VAR на стационарность. Рис. 3.9 свидетельствует о стационарности модели, поскольку все обратные корни VAR лежат внутри единичной окружности.

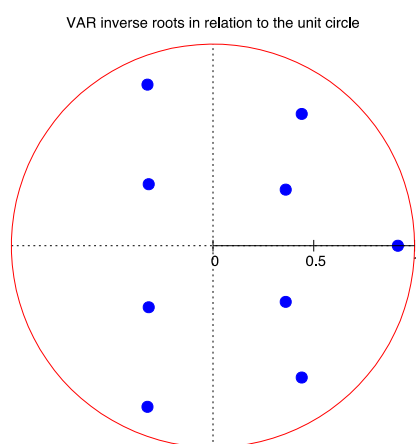


Рисунок 3.9. Обратные корни VAR (3), не учитывающей эпидемию коронавируса.

Тесты на автокорреляцию указывают на отсутствие автокорреляции, поскольку все p -значения больше 0,05.

Проведем тесты на причинность по Грейджеру (см. табл. 3.15).

Результаты теста на причинность по Грейджеру свидетельствуют о следующем:

1. Для индекса потребительских цен причинностью по Грейджеру являются сам ИПЦ, ожидаемый ИПЦ и разрыв выпуска, что полностью соответствует концепции новой кривой Филлипса.

2. Индекс потребительских цен является причинностью по Грейджеру для ожидаемого ИПЦ, что соответствует логике ожидаемого ИПЦ и тому, каким образом мы его рассчитывали ранее.

Таблица 3.15. Результаты теста на причинность по Грейнжеру для модели VAR (3), не учитывающей эпидемию коронавируса.

Тест на причинность по Грейнжеру		Значения F-тестов для нулевых ограничений		
		F (3, 26)	p-значение	
Для ИПЦ				
	Все лаги ИПЦ	14,086	0,0000	***
	Все лаги ожидаемого ИПЦ	4,3455	0,0131	**
	Все лаги разрыва выпуска	3,8975	0,0200	**
Для ожидаемого ИПЦ				
	Все лаги ИПЦ	1,8287e+09	0,0000	***
	Все лаги ожидаемого ИПЦ	0,29349	0,8297	
	Все лаги разрыва выпуска	0,85719	0,8544	
Для разрыва выпуска				
	Все лаги ИПЦ	1,2253	0,3204	
	Все лаги ожидаемого ИПЦ	1,9491	0,1465	
	Все лаги разрыва выпуска	0,43962	0,7266	

Приведем уравнения полученной VAR.

Таблица 3.16. Уравнение для переменной CPI_t .

Уравнение 1: CPI_t	Коэффициент	Станд. отклонение	t-стат.	p-значение	
<i>const</i>	-13513,2	5885,60	-2,296	0,0300	**
CPI_{t-1}	0,891375	0,152624	5,840	<0,001	***
CPI_{t-2}	-3297,77	2155,05	-1,530	0,1380	
CPI_{t-3}	-2871,99	2028,43	-1,416	0,1687	
CPI_{t-1}^e	10413,4	6805,69	1,530	0,1381	
CPI_{t-2}^e	9071,65	6405,86	1,416	0,1686	
CPI_{t-3}^e	-1,52410	0,454765	-3,351	0,0025	***
<i>output gap</i> $_{t-1}$	0,116407	0,109983	1,058	0,2996	
<i>output gap</i> $_{t-2}$	0,415715	0,196396	2,117	0,0440	**
<i>output gap</i> $_{t-3}$	-0,0370347	0,125804	-0,2944	0,7708	
<i>exchange_rate</i> $_t$	-0,000914931	0,000231610	-3,950	0,0005	***
S1	0,0324909	0,00475016	6,840	2,92e-07	***
S2	0,0104636	0,00474263	2,206	0,0364	**
S3	0,0226616	0,00546036	4,150	0,0003	***

Таблица 3.17. Уравнение для переменной CPI_t^e .

Уравнение 2: CPI_t^e	Коэффициент	Станд. отклонение	t-стат.	p-значение	
<i>const</i>	0,613290	0,173164	3,542	0,0015	***
CPI_{t-1}	0,316650	<0,00001	7,052e+04	<0,0001	***
CPI_{t-2}	-0,0528777	0,0634049	-0,8340	0,4119	
CPI_{t-3}	0,0162249	0,0596796	0,2718	0,7879	
CPI_{t-1}^e	0,166998	0,200234	0,8340	0,4119	
CPI_{t-2}^e	-0,0512321	0,188471	-0,2718	0,7879	
CPI_{t-3}^e	<0,00001	<0,00001	0,1656	0,8698	
<i>output gap</i> $_{t-1}$	<0,00001	<0,00001	0,8516	0,4022	
<i>output gap</i> $_{t-2}$	<0,00001	<0,00001	-1,489	0,1484	
<i>output gap</i> $_{t-3}$	<0,00001	<0,00001	0,8374	0,4100	
<i>exchange_rate</i> $_t$	<0,00001	<0,00001	1,430	0,1647	
S1	<0,00001	<0,00001	-1,974	0,0590	*
S2	<0,00001	<0,00001	-0,8817	0,3860	
S3	<0,00001	<0,00001	-0,8904	0,3814	

Таблица 3.18. Уравнение для переменной $output\ gap_t$.

Уравнение 3: $output\ gap_t$	Коэффициент	Станд. отклонение	t-стат.	p-значение	
$const$	-6517,07	10320,2	-0,6315	0,5332	
CPI_{t-1}	-0,412842	0,267620	-1,543	0,1350	
CPI_{t-2}	-2728,90	3778,78	-0,7222	0,4766	
CPI_{t-3}	-245,664	3556,77	-0,06907	0,9455	
CPI_{t-1}^e	8618,66	11933,5	0,7222	0,4766	
CPI_{t-2}^e	775,628	11232,5	0,06905	0,9455	
CPI_{t-3}^e	1,53505	0,797412	1,925	0,0652	*
$output\ gap_{t-1}$	0,172293	0,192851	0,8934	0,3798	
$output\ gap_{t-2}$	-0,270426	0,344372	-0,7853	0,4394	
$output\ gap_{t-3}$	0,176681	0,220591	0,8009	0,4304	
$exchange_rate_t$	0,0001589	0,000406	1,451	0,1588	
$S1$	-0,0172458	0,008329	-2,071	0,0485	**
$S2$	-0,0091682	0,008316	-1,102	0,2804	
$S3$	-0,0041772	0,009574	-0,4363	0,6662	

Проведем анализ откликов модели на шоки. Для получения структурных шоков и оценивания функций отклика на импульс к оцененной VAR-модели мы применили декомпозицию Холецкого. В разложении Холецкого был выбран следующий порядок рядов: разрыв выпуска, ИПЦ, ожидаемый ИПЦ. В качестве горизонта прогнозирования выберем 20 кварталов (5 лет).

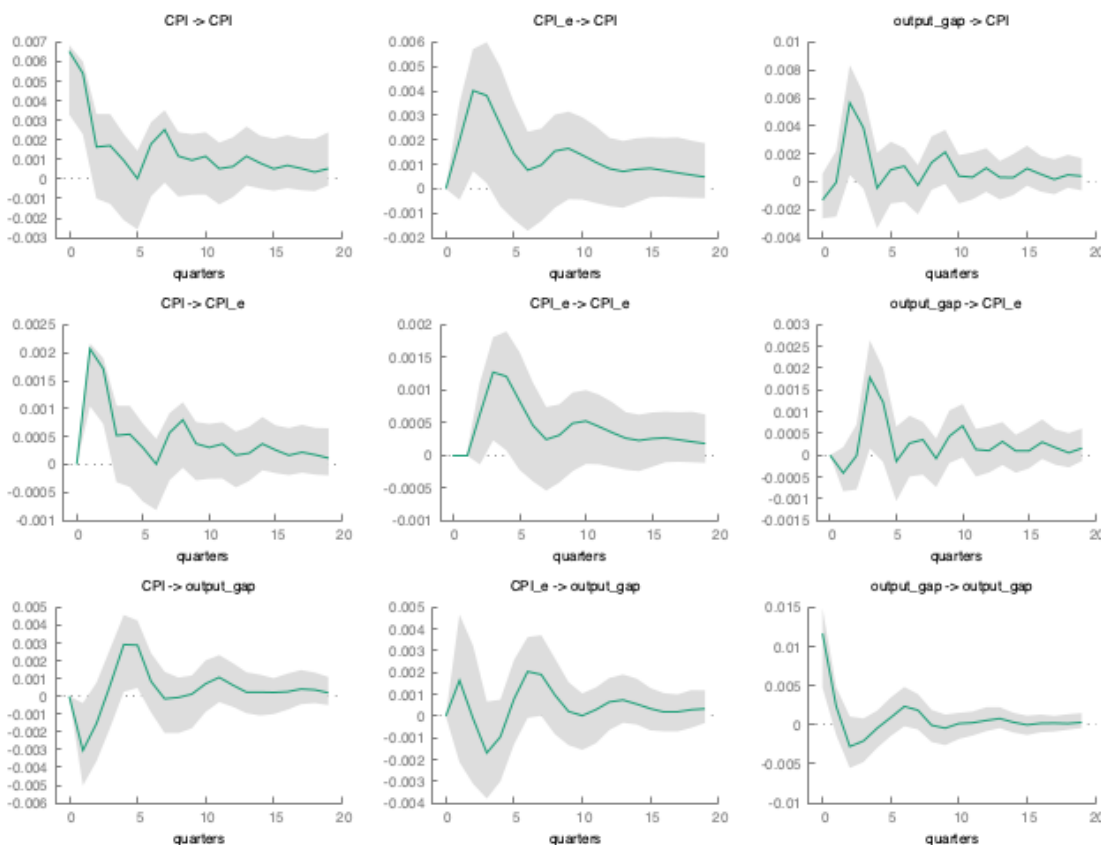


Рисунок 3.10. Анализ откликов на шоки для построенной VAR (3) в рамках модели новой кривой Филлипса.

Наибольшую чувствительность к шокам мы можем наблюдать в случае шоков в разрыве выпуска.

Рассмотрим также прогноз для разложения дисперсии на 5 лет для ИПЦ, ожидаемого ИПЦ и для уровня разрыва выпуска.

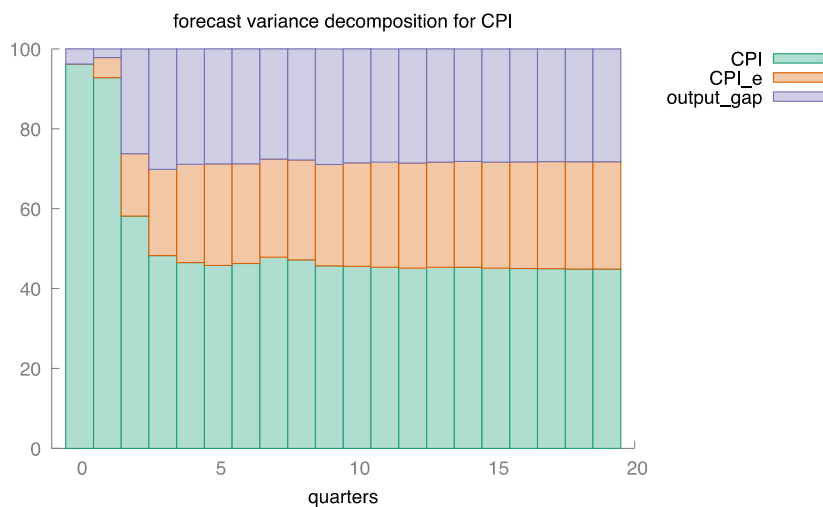


Рисунок 3.11. Прогноз для разложения дисперсии ИПЦ на 5 лет в рамках построенной VAR (3) для модели новой кривой Филлипса.

Дисперсия оптимального линейного прогноза ИПЦ в первый квартал объясняется ортогонализированными шоками в самом себе и шоками в разрыве выпуска. Со второго квартала дисперсия ИПЦ уже объясняется в том числе и ортогонализированными шоками в ожидаемом ИПЦ. Если смотреть на прогноз на более длительный промежуток времени (5 лет), то можно заметить, что дисперсия ИПЦ объясняется как шоками в ожидаемом ИПЦ, так и шоками в разрыве выпуска не более чем на 30%. На шоки в самом ИПЦ тем временем уже в среднем приходится 45% дисперсии.

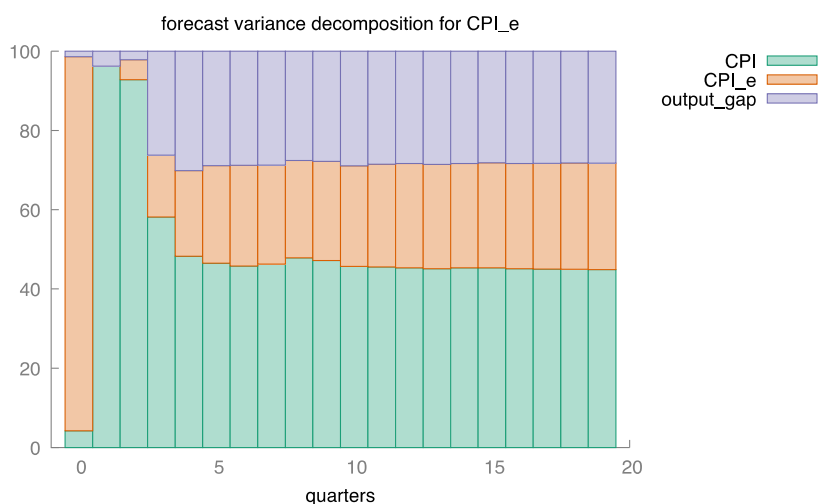


Рисунок 3.12. Прогноз для разложения дисперсии ожидаемого ИПЦ на 5 лет в рамках построенной VAR (3) для модели новой кривой Филлипса.

Если говорить о дисперсии оптимального линейного прогноза ожидаемого ИПЦ на 5 лет, то можно заметить, что в первом квартале она объясняется преимущественно шоками в ожидаемом ИПЦ (на 94%), во втором квартале и третьем квартале – преимущественно шоками в ИПЦ (на 92-96%) и уже в четвертом квартале – шоками в ИПЦ на 58%, разрыве выпуска на

26%, в ожидаемом ИПЦ на 16%. Если смотреть на пятилетний промежуток, то дисперсия линейного прогноза ожидаемого ИПЦ примерно поровну распределяется между шоками в ожидаемом ИПЦ и разрыве выпуска (27% и 28% соответственно) и оставшиеся 45% приходятся на шоки в ИПЦ.

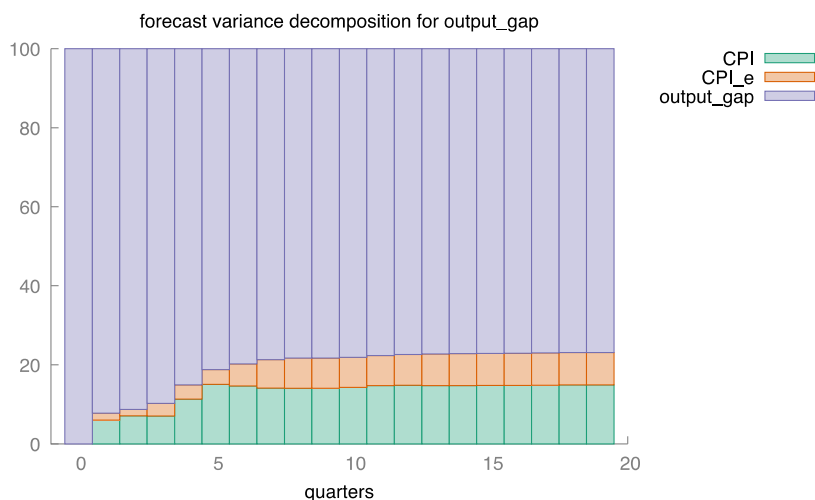


Рисунок 3.13. Прогноз для разложения дисперсии разрыва выпуска на 5 лет в рамках построенной VAR (3) для модели новой кривой Филлипса.

Если говорить о дисперсии оптимального линейного прогноза разрыва выпуска на 5 лет, то можно заметить, что в первом квартале она полностью объясняется шоками в разрыве выпуска. Далее, начиная со второго квартала, дисперсия ИПЦ уже объясняется в том числе и ортогонализированными шоками в ИПЦ и ожидаемом ИПЦ, однако в меньшей степени, нежели шоками в самом разрыве выпуска. Если смотреть на пятилетний промежуток, то дисперсия линейного прогноза разрыва выпуска описывается шоками в разрыве выпуска примерно на 77%, шоками в ИПЦ – на 15% и шоками в ожидаемом ИПЦ – на 8%.

Таким образом, нам удалось построить адекватную в эконометрическом смысле модель. Построенная VAR показывает, что модель новой кривой Филлипса может описывать инфляционные тренды российской экономики через инфляционные ожидания, разрыв выпуска и изменения обменного курса.

3.3. Модель P^*

3.3.1. Сбор статистических данных, необходимых для построения модели

В данном пункте мы рассмотрим источники статистических данных по показателям, на основе которых строится модель P^* . Вспомним уравнение модели P^* из параграфа 2.3. :

$$\pi_t = \Delta p_t = \alpha + \beta_1(p^* - p)_t + \beta_2 \sum_i (p^* - p)_{t-i} + \varepsilon_t,$$

где π_t – уровень инфляции, выражаемый через разность логарифмированных значений цен p_t , $(p^* - p)$ – внутренний разрыв цен, а коэффициенты β должны быть положительными,

чтобы отразить рост инфляции с ростом разрыва между ценами. Таким образом, инфляция зависит от разрыва цены и его лагов.

Для того чтобы построить данную модель, необходимы значения ИПЦ, которые мы уже использовали в предыдущих главах, а также значения потребительской корзины. Значения потенциального значения потребительской корзины необходимо будет рассчитать самостоятельно.

Федеральная служба государственной статистики предоставляет статистику по следующим показателям (различные индексы были отброшены в соответствии с логикой модели):

- Средние потребительские цены на отдельные виды товаров и услуг. По данному показателю предоставляются только ежегодные данные, и потребительскую корзину необходимо формировать самостоятельно.

- Стоимость условного (минимального) набора продуктов питания⁴². По данному показателю предоставляются ежемесячные данные.

- Стоимость фиксированного набора потребительских товаров и услуг⁴³. По данному показателю предоставляются ежемесячные данные.

В рамках данного исследования мы будем использовать третий показатель, поскольку он включает в себя большее количество продуктов, а также учитывает цены услуг, что актуально для нас, поскольку мы рассматриваем ИПЦ на товары и услуги.

В данном параграфе мы будем работать с ежемесячными данными по всем показателям.

3.3.2. Расчет потенциальной потребительской корзины

Методы оценки потенциальной потребительской корзины аналогичны методам, описанным ранее в пункте 3.2.2. Поэтому перейдем сразу к выбору подходящего нам метода.

Аналогично случаю с расчетом меры разрыва выпуска нам не подходит экспоненциальное сглаживание, поскольку оно придает больший вес недавним измерениям. Это может исказить реальную картину в силу вспышки коронавирусной инфекции.

Если говорить о фильтре Ходрика-Прескотта, то снова встает проблема неточности выбора параметра λ , искажения на концах выборки, что можно было заметить исходя из формулы и сильное сглаживание.

⁴² ЕМИСС. Стоимость условного (минимального) набора продуктов питания. / URL: <https://www.fedstat.ru/indicator/31481> (Дата обращения: 08.03.2021)

⁴³ ЕМИСС. Стоимость фиксированного набора потребительских товаров и услуг. / URL: <https://www.fedstat.ru/indicator/31052> (Дата обращения: 08.03.2021)

Поэтому вновь рассчитаем потенциальную стоимость потребительской корзины при помощи простого скользящего среднего. В качестве количества наблюдений для расчета среднего арифметического выберем 12 (соответствует одному году). Результат представлен на рисунке ниже.

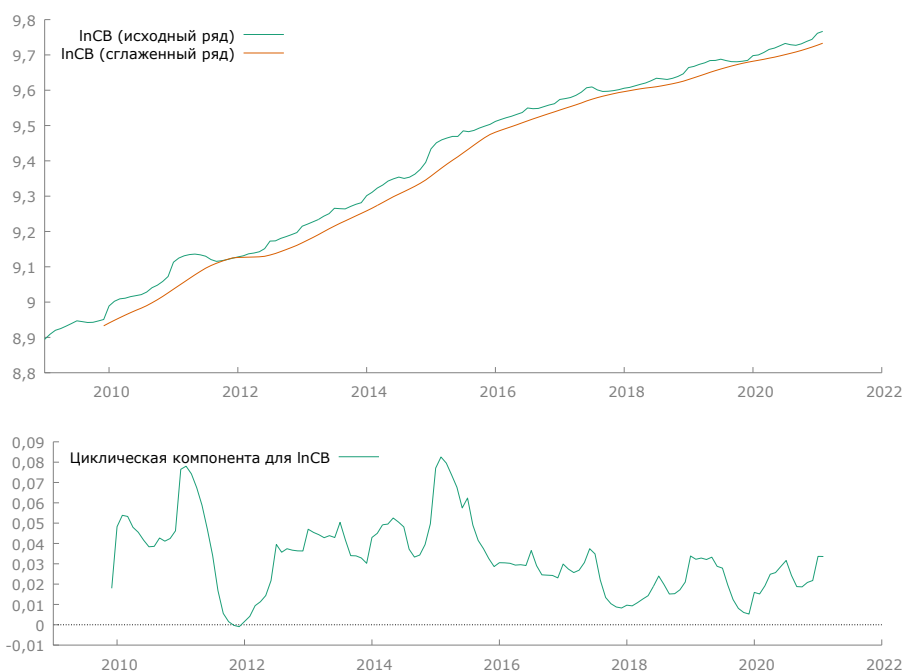


Рисунок 3.14. Построение 12-периодного (год) простого скользящего среднего для ряда потребительской корзины.

Для того, чтобы не терять наблюдения за 2010 год, мы использовали данные по потребительской корзине с января 2009 года. В дальнейшем выборка будет ограничена диапазоном с января 2010 года.

В следующем параграфе мы перейдем непосредственно к построению модели P^* .

3.3.3. Построение модели P^*

Как мы уже ранее упоминали, модели P^* соответствует следующее тождество:

$$\pi_t = \alpha + \beta_1(p^* - p)_t + \beta_2 \sum_i (p^* - p)_{t-i} + \varepsilon_t,$$

где коэффициенты β должны быть положительными, чтобы отразить рост инфляции с ростом разрыва между ценами.

Данное уравнение соответствует модели распределенного лага. Опишем особенности работы с данными моделями.

Модель распределенного лага – динамическая модель, в которой эффекты регрессора x на y происходят с запаздыванием во времени. В простейшем случае с одной объясняющей переменной и линейной зависимостью модель может быть записана следующим образом:

$$y_t = \alpha + \beta(L)x_t + u_t = \alpha + \sum_{s=0}^{\infty} \beta_s x_{t-s} + u_t, \quad (3.14)$$

где u_t – ошибка. Как можно увидеть, данное уравнение действительно соответствует модели P^* . Индивидуальные коэффициенты β_s называются весами запаздывания, и вместе они составляют распределение запаздывания. Они определяют то, как x влияет на y с течением времени.

Одним из практических методов является усечение лагов в (3.14) до конечной длины q , что целесообразно, если распределение лагов фактически равно нулю после q периодов. Трудностью, которая является общей для всех моделей с распределенным лагом, является выбор длины лагов, то есть лага q , после которого распределение лагов фактически равно нулю.

Данная модель является частным случаем модели авторегрессии и распределенного лага (Autoregressive Distributed Lags, ARDL). Общий вид модели ARDL может быть записан следующим образом:

$$\phi(L)y_t = \delta + \theta(L)x_t + u_t, \quad (3.15)$$

где $\phi(L)$ – многочлен порядка p , который для устойчивости имеет корни, лежащие вне единичной окружности, $\theta(L)$ – многочлен порядка q . Если раскрыть лаговые полиномы, можно переписать уравнение (3.15) в следующем виде⁴⁴:

$$y_t = \delta + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \theta_0 x_t + \theta_1 x_{t-1} + \dots + \theta_q x_{t-q} + u_t \quad (3.16)$$

$$y_t = \delta + \sum_{i=1}^{\infty} \phi_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} \theta_i x_{t-i} + u_t \quad (3.17)$$

Переменные y_t , x_t могут иметь нулевой порядок интегрируемости, иметь первый порядок интегрируемости или быть коинтегрированными. В случае если хотя бы некоторые переменные являются нестационарными, необходимо проводить Bounds Test для того, чтобы проверить наличие коинтеграции, то есть долгосрочного соотношения между переменными⁴⁵.

Уравнение (3.17) можно переписать в следующем виде в соответствии с упомянутым ранее усечением лагов:

$$y_t = \delta + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \theta_i x_{t-i} + u_t \quad (3.18)$$

⁴⁴ Jeffrey Parker. Distributed-Lag Models / Theory and Practice of Econometrics. Spring 2020. Reed College. URL: https://www.reed.edu/economics/parker/312/tschapters/S13_Ch_3.pdf (Дата обращения: 28.03.2021)

⁴⁵ Sebastian Kripfganz1, Daniel C. Schneider. ARDL: Stata module to estimate autoregressive distributed lag models URL: https://www.stata.com/meeting/chicago16/slides/chicago16_kripfganz.pdf (Дата обращения: 28.03.2021)

Таким образом, уравнение (3.18) соответствует модели ARDL (p, q), где p – порядок лагов зависимой переменной, q – порядок лагов регрессора (если один регрессор). ARDL-модель является МНК-моделью, состоящей из лагов зависимой переменной и регрессора.

Начнем построение ARDL-модели для проверки релевантности модели P^* российской экономике.

Проверим ряд логарифмированного ИПЦ и ряд разрыва стоимости потребительской корзины на порядок интегрируемости при помощи ADF-теста. Максимальный порядок лага – 12 (выбран автоматически, соответствует одному году). Получим следующий результат:

Таблица 3.19. Результаты встроенного теста Дики-Фулера для ряда $\ln(CPI_t)$.

Тест с константой	р-значение	
$\ln(CPI_t)$	0,07636	*
$(p^* - p)_t$	0,004759	***

Оба ряда являются интегрируемыми нулевого порядка.

Оптимальные порядки лагов p и q можно получить при помощи минимизации информационных критериев. Наиболее часто используются информационные критерии Акаике и Шварца. Мы будем рассматривать определение оптимальных порядков лагов при помощи обоих критериев.

Начнем с критерия Акаике. Поиск оптимальных лагов и построение ARDL-модели будем проводить в статистическом пакете Stata.

Построим ARDL-модель для зависимой переменной $\ln(CPI_t)$ и регрессора $(p^* - p)_t$ с минимальным критерием Акаике при условии, что максимальный порядок лагов – 12 (соответствует одному году). В результате мы получим оптимальную модель – ARDL (1, 8) (см. рис.1, Прил. 4).

Таблица 3.20. ARDL (1,8).

Лаги	Коэфф.	Станд. ошибка	t- статистика	р- значение	[95% Conf. Interval]		
$\ln(CPI_t)$							
L1.	0,5686	0,0870	6,54	0,0000	0,3963	0,7409	***
$(p^* - p)_t$							
L0.	0,5473	0,0396	13,82	0,0000	0,4688	0,6258	***
L1.	-0,7215	0,0706	-10,23	0,0000	-0,8613	-0,5817	***
L2.	0,1919	0,0687	2,79	0,0060	0,0558	0,3280	***
L3.	-0,0198	0,0558	-0,35	0,7230	-0,1304	0,0908	
L4.	0,0487	0,0551	0,88	0,3790	-0,0605	0,1579	
L5.	0,0160	0,0558	0,29	0,7750	-0,0945	0,1265	
L6.	-0,0977	0,0592	-1,65	0,1020	-0,2151	0,0196	
L7.	0,1786	0,0620	2,88	0,0050	0,0557	0,3015	***
L8.	-0,0720	0,0381	-1,89	0,0620	-0,1475	0,0035	*
const	-0,0001	0,0005	-0,18	0,8600	-0,0011	0,0009	

R^2 данной модели составляет 0.8369, что говорит о том, что 83.69% вариации индекса потребительских цен приходится на вариацию разрыва цен потребительской корзины и его лагов, а также на вариацию лага ИПЦ. Р-значение F-статистики меньше уровня значимости, что также говорит о значимости модели в целом. Коэффициенты при лагах зависимой переменной и регрессора описывают краткосрочное влияние на зависимую переменную. Поскольку обе переменные – и логарифм ИПЦ, и разрыв логарифмированных цен потребительской корзины – являются стационарными, мы не будем проводить Bounds Test на определение наличия долгосрочных связей.

Теперь построим ARDL модель с оптимальным порядком лагов при минимизации критерия Шварца при условии, что максимальный порядок лагов – 12. В результате мы получим оптимальную модель – ARDL (2,2).

Таблица 3.21. ARDL (2,2).

Лаги	Коэфф.	Станд. ошибка	t- статистика	p- значение	Доверительный интервал (5%)		
$\ln(CPI_t)$							
L1.	0,7835	0,0842	9,30	0,0000	0,6167	0,9503	***
L2.	-0,1740	0,0638	-2,73	0,0070	-0,3004	-0,0476	***
$(p^* - p)_t$							
L0.	0,4758	0,0368	12,94	0,0000	0,4030	0,5485	***
L1.	-0,7187	0,0612	-11,74	0,0000	-0,8399	-0,5974	***
L2.	0,2860	0,0464	6,17	0,0000	0,1941	0,3779	***
const	0,0006	0,0004	1,40	0,1650	-0,0003	0,0015	

R^2 данной модели составляет 0.8161, что говорит о том, что 81.61% вариации индекса потребительских цен приходится на вариацию разрыва цен потребительской корзины и его лагов, а также на вариацию лага ИПЦ. Р-значение F-статистики меньше уровня значимости, что также говорит о значимости модели в целом.

Заметим, что в обеих построенных моделях – и в ARDL (1,8), и в ARDL (2,2) – встречаются отрицательные коэффициенты при лагах разрыва цен потребительской корзины, что противоречит концепции модели P^* . Соответственно, мы не можем говорить о релевантности данной модели российской экономике.

В следующей главе мы перейдем к рассмотрению последней модели – модели несовершенной конкуренции и оценке её релевантности экономике России.

3.4. Модель несовершенной конкуренции

3.4.1. Сбор статистических данных, необходимых для построения модели

В данном пункте мы рассмотрим источники статистических данных по показателям, на основе которых строится модель несовершенной конкуренции. Вспомним уравнение модели из параграфа 2.4.

$$ulc_t = m_{w,t} + \pi_t - \varpi u_t, \quad (3.19)$$

$$\pi_t = -\phi m_{q,t} + \phi ulc_t + (1 - \phi) pi_t + \eta \tau_t, \quad (3.20)$$

где:

• ulc_t – удельные издержки на рабочую силу, рассчитываемые по формуле $ulc_t \equiv w_t - pr_t$, где w_t – ставка заработной платы (которая включает в себя налоги на заработную плату) и pr_t – производительность труда, рассчитываемая как ВВП, деленный на общее число занятых в экономике;

- τ_t – индекс косвенных налоговых ставок,
- π_t – индекс потребительских цен;
- u_t – уровень безработицы;
- $m_{q,t}$ – надбавка производителя к удельным затратам труда;
- $m_{w,t}$ – надбавка производителя к заработной плате;
- pi – индекс импортных цен (ИИЦ).

Данные по ВВП, ИПЦ, уровню безработицы, общему числу занятых в экономике, ставке заработной платы будем брать из ежегодного доклада «Социально-экономическое положение России»⁴⁶.

Индекс импортных цен будем рассчитывать следующим образом: соберем данные по объему и стоимости импорта отдельных товаров с сайта ЕМИСС⁴⁷, найдем стоимость импорта единицы каждого товара и рассчитаем усредненные по всем товарам индексы импортных цен по месяцам.

Индекс косвенных налоговых ставок будем рассчитывать следующим образом: соберем данные об исполнении федерального бюджета с сайта Министерства финансов⁴⁸, рассчитаем по каждому месяцу общую сумму косвенных налогов (НДС, акцизы, ввозные пошлины). Далее скорректируем полученные суммы косвенных налогов по месяцам на месячный объем ВВП (поскольку объем налогов напрямую зависит от объема ВВП) и рассчитаем индексы косвенных налоговых ставок.

Пользуясь методологией Европейского центрального банка⁴⁹, будем считать надбавку производителя m незначительной. Таким образом, необходимо построить следующую модель:

⁴⁶ Федеральная служба государственной статистики. Доклад "Социально-экономическое положение России" / URL: <https://rosstat.gov.ru/compendium/document/50801> (Дата обращения: 04.04.2021)

⁴⁷ ЕМИСС. Импорт отдельных товаров / URL: <https://fedstat.ru/indicator/37395> (Дата обращения: 10.04.2021)

⁴⁸ Минфин России. Федеральный бюджет / URL: <https://minfin.gov.ru/ru/statistics/fedbud/> (Дата обращения: 10.04.2021)

⁴⁹ European Central Bank. Modelling Inflation in the Euro Area. / Working Paper Series. No. 332. March 2004. pp. 17-19. URL: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp322.pdf> (Дата обращения: 07.04.2021)

$$ulc_t = \pi_t - \varpi u_t, \quad (3.21)$$

$$\pi_t = \phi ulc_t + (1 - \phi) pi_t + \eta \tau_t, \quad (3.22)$$

Поскольку все данные собраны, в следующем параграфе мы перейдем к построению модели несовершенной конкуренции.

3.4.2. Построение модели несовершенной конкуренции

В ходе построения модели мы будем работать с ежемесячными данными с 1 квартала 2011 года, поскольку более ранняя статистика по объемам импорта отдельных товаров на сайте ЕМИСС не представлена.

Проверим исходные ряды на порядок интегрируемости при помощи теста Дики-Фулера:

Таблица 3.22. Результаты проверки на порядок интегрируемости переменных модели несовершенной конкуренции. (*CPI* – индекс потребительских цен, *pi* – индекс импортных цен, τ – индекс косвенных налоговых ставок, *u* – уровень безработицы, *ulc* – удельные издержки на рабочую силу).

Переменная	Тест с константой, р-значение	
<i>CPI</i>	0,0916	*
<i>pi</i>	2,113e-17	***
τ	4,178e-17	***
<i>u</i>	0,02105	**
<i>ulc</i>	0,9999	

Как можно заметить, все ряды, кроме ряда удельных издержек на рабочую силу (*ulc*), являются интегрируемыми нулевого порядка. Ряд *ulc* является интегрируемым второго порядка:

Таблица 3.23. Результаты проверки на порядок интегрируемости ряда удельных издержек на рабочую силу.

Переменная	Тест с константой, р-значение	
Δulc	0,3057	
$\Delta^2 ulc$	1,273e-11	***

Поскольку все переменные модели, кроме одной, являются интегрируемыми нулевого порядка, мы можем привести оставшийся ряд $I(2)$ к виду $I(0)$ при помощи последовательного взятия разностей и строить векторную авторегрессию. Будем включать все переменные, за исключением индекса импортных цен (*pi*), в качестве эндогенных. Также будем учитывать сезонность при построении VAR.

При проведении теста на определение порядка VAR наименьшее значение критерия Акаике было получено для VAR (2), критериев Шварца и Хеннана-Куинна – для VAR (1). При последующем построении VAR (1) мы получили модель с автокорреляцией, в силу чего она не подлежит дальнейшему рассмотрению.

Построенная модель VAR (2) стационарна, поскольку все обратные корни лежат внутри единичной окружности, а также не обладает автокорреляцией.

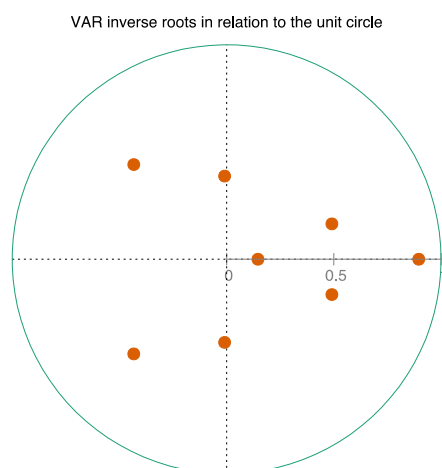


Рисунок 3.15. Обратные корни VAR (2) для модели несовершенной конкуренции.

Рассмотрим результаты теста на причинность по Грейджеру с целью определения релевантности модели.

Таблица 3.24. Результаты теста на причинность по Грейджеру для построенной VAR (2).

Тест на причинность по Грейджеру	Значения F-тестов для нулевых ограничений		
	F (2, 95)	p-значение	
Для удельных издержек на рабочую силу			
Все лаги удельных издержек на рабочую силу	29,970	0,0000	***
Все лаги индекса потребительских цен	0,65426	0,5222	
Все лаги индекса косвенных налоговых ставок	0,79149	0,4561	
Все лаги безработицы	1,2591	0,0020	***
Для ИПЦ			
Все лаги удельных издержек на рабочую силу	1,3535	0,2633	
Все лаги индекса потребительских цен	95,717	0,0000	***
Все лаги индекса косвенных налоговых ставок	0,18945	0,8277	
Все лаги безработицы	0,11296	0,8933	
Для индекса косвенных налоговых ставок			
Все лаги удельных издержек на рабочую силу	2,0155	0,1389	
Все лаги индекса потребительских цен	1,3429	0,2660	
Все лаги индекса косвенных налоговых ставок	1,2829	0,2820	
Все лаги безработицы	1,5281	0,2222	
Для безработицы			
Все лаги удельных издержек на рабочую силу	0,069467	0,9329	
Все лаги индекса потребительских цен	1,5003	0,2283	
Все лаги индекса косвенных налоговых ставок	0,043959	0,9579	
Все лаги безработицы	394,81	0,0000	***

Из результатов теста на причинность по Грейджеру можно сделать следующие выводы:

1. Безработица является причинностью по Грейджеру для удельных издержек на рабочую силу, что соответствует модели несовершенной конкуренции.

2. Концепция модели несовершенной конкуренции не подтверждается, поскольку ИПЦ не является причинностью по Грейджеру для удельных издержек на рабочую силу и поскольку удельные издержки на рабочую силу и индекс косвенных налоговых ставок не являются причинностью по Грейджеру для ИПЦ.

Таким образом, мы можем сделать вывод о том, что модель несовершенной конкуренции не описывает инфляцию в российской экономике.

Следовательно, из четырех описанных моделей только новая кривая Филлипса может прогнозировать инфляционные процессы. Остальные же модели не являются релевантными экономике России.

Заключение

Умение строить прогноз инфляции с минимальными ошибками является одной из важнейших задач центральных банков России, Европейского союза, США и многих других стран и объединений. Прогнозирование роста цен может основываться на макроэкономических моделях, которые являются наиболее подходящими конкретному экономическому субъекту. Данные модели позволяют выявить факторы, оказывающие влияние на уровень инфляции и степень этого влияния. В дальнейшем это позволяет предупреждать высокие темпы роста цен, предугадывать настроения населения, а также в целом таргетировать инфляцию. В данной работе были разобраны четыре наиболее часто используемые для оценки инфляции модели: кривая Филлипса, новая кривая Филлипса, модель P^* и модель несовершенной конкуренции.

Цель проведенного исследования – проверка релевантности макроэкономических моделей оценки и прогнозирования уровня инфляции российской экономике – была успешно достигнута. Все поставленные в начале работы задачи были выполнены.

В главе 1 данной работы была поднята проблема инфляции в современной России и подтверждена её актуальность, был проведен анализ теоретической информации об инфляции, её видах, последствиях и системе математических показателей инфляции.

В главе 2 были рассмотрены теоретические аспекты четырех макроэкономических модели оценки инфляции, которые предполагалось в дальнейшем проверить: кривая Филлипса, новая кривая Филлипса, модель P^* и модель несовершенной конкуренции. Для каждой модели был приведен последовательный вывод её уравнений и их аналитическое обоснование.

В главе 3 был произведен переход к практическому анализу.

В параграфе 3.1. была рассмотрена кривая Филлипса: был произведен сбор статистических данных, необходимых для построения кривой Филлипса, был рассчитан NAIRU для российской экономики, была определена модель для расчета инфляционных ожиданий при помощи методологии Бокса-Дженкинса, оценена модель векторной авторегрессии для нескольких переменных и построена кривая Филлипса для российской экономики.

В параграфе 3.2 для новой кривой Филлипса были собраны статистические данные, рассчитана мера разрыва выпуска (ВВП) при помощи простого скользящего среднего и построена сама модель при помощи векторной авторегрессии.

В параграфе 3.3 была проанализирована модель P^* для российской экономики: были собраны данные, рассчитана потенциальная потребительская корзина и построена модель авторегрессии и распределенного лага.

Наконец, в параграфе 3.4 была оценена модель несовершенной конкуренции при помощи векторной авторегрессии.

В ходе исследования были сделаны следующие выводы.

Если говорить о первичном анализе проблемы инфляции в России, то можно убедиться в то, что инфляция в России – нередкое явление. Помимо внешних причин повышения уровня цен, таких как мировой кризис или сложившаяся политическая ситуация, существуют также внутренние (непосредственно экономические), которые тоже так или иначе влияют на инфляционный процесс, его возникновение, темпы и сроки выхода из него. Население всегда ощущает на себе инфляционные процессы и, исходя из результатов опросов ВЦИОМ, большой процент граждан болезненно реагирует на них.

Если говорить о построении кривой Филлипса, то можно остановиться на следующих выводах. Оценочный уровень NAIRU в России в 2010-2021 годы составляет 1,38%. Инфляционные ожидания в стране описываются моделью авторегрессии AR (1). При построении кривой Филлипса в модель, помимо ожидаемой инфляции и безработицы, был включён показатель, характеризующий обменный курс (индекс номинального эффективного курса рубля к иностранным валютам), в качестве экзогенной переменной. Поскольку предполагалось анализировать взаимосвязь между несколькими временными рядами разных показателей нулевого порядка интегрируемости, была построена модель векторной авторегрессии. Таким образом, была построена модель VAR (1) с включением сезонных фиктивных переменных. В результате удалось построить адекватную в эконометрическом смысле модель, которая удовлетворяет предпосылкам о стационарности и об отсутствии автокорреляции. Был проведен анализ причинности по Грейнджеру, который показал, что построенная VAR соответствует концепции кривой Филлипса: в соответствии с полученными результатами подтверждается гипотеза о воздействии уровня безработицы на уровень инфляции. Однако ожидается, что с ростом уровня безработицы за вычетом NAIRU темп инфляции будет увеличиваться, что не соответствует нисходящему тренду кривой Филлипса, а значит, кривая Филлипса не характеризует российскую экономику.

Что касается новой кривой Филлипса, то в исследуемую модель был включен ИПЦ, ожидаемый ИПЦ, рассчитанный ранее для целей кривой Филлипса при помощи AR (1), разрыв выпуска и индекс номинального эффективного курса рубля к иностранным валютам. Разрыв выпуска был рассчитан при помощи применения метода простого скользящего среднего к ВВП. Поскольку предполагалось анализировать взаимосвязь между несколькими временными рядами разных показателей нулевого порядка интегрируемости, была построена модель векторной авторегрессии. Здесь были рассмотрены две модели: VAR (6) с учетом вспышки коронавируса со второго квартала 2020 года и VAR (3) без учета вспышки COVID-19. Обе

модели стационарны, не обладают автокорреляцией, однако VAR (6) с учетом коронавируса в результате тестов на причинность по Грейнжеру отвергается, поскольку разрыв выпуска не является причинностью по Грейнжеру для индекса потребительских цен. VAR (3), не учитывающая коронавирус, адекватна, и тесты на причинность по Грейнжеру подтверждают релевантность новой кривой Филлипса российской экономике. Модель новой кривой Филлипса может описывать инфляционные тренды российской экономики через инфляционные ожидания, разрыв выпуска и изменения обменного курса.

Перейдем к выводам о модели P^* . Поскольку уравнение модели P^* соответствует модели распределенного лага, были подобраны две модели ARDL при минимизации различных критериев: Акаике и Шварца. Обе модели – ARDL (1,8) и ARDL (2,2) – являются адекватными в эконометрическом смысле, однако в обеих построенных моделях встречаются отрицательные коэффициенты при лагах разрыва цен потребительской корзины, что противоречит концепции модели P^* . Соответственно, мы не можем говорить о релевантности данной модели российской экономике.

Если говорить о модели несовершенной конкуренции, то при проверке исходных рядов на порядок интегрируемости все переменные, кроме одной, оказались интегрируемыми нулевого порядка, в связи с чем ряд оставшийся ряд был приведен к стационарному виду при помощи последовательного взятия разностей и далее была построена модель VAR (2). Несмотря на то что модель является адекватной в эконометрическом смысле, результаты теста на причинность по Грейнжеру не соответствуют концепции модели несовершенной конкуренции, а значит нельзя признать её релевантной экономике России.

Следовательно, из все проанализированных в работе моделей только новая кривая Филлипса может описывать темпы роста цен в России. Центральный банк РФ может использовать новую кривую Филлипса для таргетирования инфляции в российской экономике. В дальнейшем возможно расширение числа факторов, включаемых в новую кривую Филлипса: можно рассмотреть дополнительные показатели, которые, помимо фактического индекса потребительских цен на товары и услуги, ожидаемого ИПЦ, разрыва выпуска и индекса номинального эффективного курса рубля к иностранным валютам, оказывают влияние на прогнозирование темпа роста цен в сторону увеличения точности прогноза.

Список использованных источников

1. Андрианов В. Инфляция в мировой экономике и в России // Общество и экономика. 2010. № 7-8. С. 129-130.
2. Банк России. Кривая Филлипса: инфляция и NAIRU в российских регионах. / URL: https://www.cbr.ru/Content/Document/File/115690/pc_reg.pdf (Дата обращения: 29.11.2020)
3. Банк России. Оценка свойств показателей трендовой инфляции для России. / Серия докладов об экономических исследованиях. № 4 / Март 2015 г. – с. 5-7.
4. Банк России. Статистика обменного курса. / URL: https://www.cbr.ru/vfs/statistics/credit_statistics/ex_rate_ind/ (Дата обращения: 16.04.2021)
5. Вербик Марно. Путеводитель по современной эконометрике. Пер. с англ. В. А. Банникова. Научн. ред. и предисл. С. А. Айвазяна. – М.: Научная книга. 2008. – с. 164-199.
6. Деньги, кредит, банки: учебник и практикум для академического бакалавриата / Н. Н. Мартыненко [и др.]; под ред. Н. Н. Мартыненко, Ю. А. Соколова. — М.: Издательство Юрайт, 2019. — с. 77, 81-86.
7. ЕМИСС. Импорт отдельных товаров / URL: <https://fedstat.ru/indicator/37395> (Дата обращения: 10.04.2021)
8. ЕМИСС. Индексы потребительских цен на товары и услуги / URL: <https://fedstat.ru/indicator/31074> (Дата обращения: 16.04.2021).
9. ЕМИСС. Стоимость условного (минимального) набора продуктов питания. / URL: <https://www.fedstat.ru/indicator/31481> (Дата обращения: 08.03.2021)
10. ЕМИСС. Стоимость фиксированного набора потребительских товаров и услуг. / URL: <https://www.fedstat.ru/indicator/31052> (Дата обращения: 08.03.2021)
11. ЕМИСС. Уровень безработицы (по методологии МОТ) / URL: <https://www.fedstat.ru/indicator/43062> (Дата обращения: 29.11.2020)
12. Звонова, Е. А. Деньги, кредит, банки: учебник и практикум / Е. А. Звонова, В. Д. Топчий; под общ. ред. Е. А. Звоновой. — М.: Издательство Юрайт, 2019. — с. 72-73.
13. Игорь Пелипась, Роберт Кирхнер, Энзо Вебер. Является ли разрыв выпуска полезным индикатором для монетарной политики в Беларуси? / Берлин/Минск, Июнь 2014. — с. 6-10.
14. Индекс цен производителей (Producer Price Index, PPI) / URL: http://economic-definition.com/Inflation/Indeks_cen_proizvoditeley_Producer_price_index_PPI_eto.html (Дата обращения: 04.11.2020)
15. Индексы восприятия инфляции. / ВЦИОМ. // URL: https://wciom.ru/news/ratings/vospriyatie_inflyacii/ (Дата обращения: 03.11.2020)
16. Минфин России. Федеральний бюджет / URL: <https://minfin.gov.ru/ru/statistics/fedbud/> (Дата обращения: 10.04.2021)
17. Подкорытова, О. А. Анализ временных рядов : учебное пособие для вузов / О. А. Подкорытова, М. В. Соколов. — 2-е изд., перераб. и доп. — Москва : Издательство Юрайт, 2020. — с. 129-137. — (Высшее образование). — ISBN 978-5-534-02556-9. — Текст : электронный // ЭБС Юрайт [сайт]. — URL: <https://urait.ru/bcode/450587> (дата обращения: 14.02.2021).
18. Федеральная служба государственной статистики / Официальная статистика / Цены / URL: https://rosstat.gov.ru/free_doc/new_site/prices/ipc.htm (Дата обращения: 04.11.2020)
19. Федеральная служба государственной статистики / Официальная статистика / Цены / URL: https://rosstat.gov.ru/free_doc/new_site/prices/icpp.pdf (Дата обращения: 04.11.2020)
20. Федеральная служба государственной статистики / Официальная статистика / Цены / URL: https://rosstat.gov.ru/free_doc/new_site/prices/icpvr.pdf (Дата обращения: 04.11.2020)

21. Федеральная служба государственной статистики. Доклад "Социально-экономическое положение России" / URL: <https://rosstat.gov.ru/compendium/document/50801> (Дата обращения: 04.04.2021)
22. Федеральная служба государственной статистики. Индексы потребительских цен на товары и услуги, процент, Российская Федерация, Все товары и услуги / URL: https://rosstat.gov.ru/free_doc/new_site/prices/potr/tab-potr1.htm (Дата обращения: 16.04.2021)
23. Федеральная служба государственной статистики. Национальные счета / URL: <https://rosstat.gov.ru/accounts> (Дата обращения: 16.04.2021)
24. Федеральная служба государственной статистики. Национальные счета. / Валовой внутренний продукт. Индексы физического объема (% к соответствующему кварталу предыдущего года) / URL: <https://rosstat.gov.ru/accounts> (Дата обращения: 20.02.2021)
25. Шабанов И. А., Анисимова И. Ю. Инфляция в России: специфика, основные проблемы и пути их разрешения // Математика, экономика и управление. 2015. №2. С. 30-31.
26. European Central Bank. Alternative measures of the NAIRU in the euro area: estimates and assessment. / URL: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp017.pdf> (Дата обращения: 03.12.2020)
27. European Central Bank. Modelling Inflation in the Euro Area. / Working Paper Series. No. 332. March 2004. P. 12-19 / URL: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp322.pdf> (Дата обращения: 12.11.2020)
28. Hamilton's "Why you should never use the Hodrick-Prescott Filter" / EViews. Wednesday, July 26, 2017. URL: <http://blog.eviews.com/2017/07/hamiltons-why-you-should-never-use.html> (Дата обращения: 13.02.2021)
29. Hodrick-Prescott Filter / EViews / URL: http://www.eviews.com/help/helpintro.html#page/content/series-Hodrick-Prescott_Filter.html (Дата обращения: 7.02.2021)
30. International Monetary Fund. The Domestic and Foreign Price Gaps in the P-STAR Model: Evidence from Spain. July 1998. pp.5-7 // URL: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/wp9864.pdf> (Дата обращения: 12.11.2020)
31. Investopedia. Advantages and Disadvantages of the Simple Moving Average (SMA)? / URL: <https://www.investopedia.com/ask/answers/013015/what-are-main-advantages-and-disadvantages-using-simple-moving-average-sma.asp> (Дата обращения: 13.10.2021)
32. Investopedia. Moving Average (MA) / URL: <https://www.investopedia.com/terms/m/movingaverage.asp> (Дата обращения: 13.02.2021)
33. Investopedia. Phillips Curve // URL: <https://www.investopedia.com/terms/p/phillipscurve.asp> (Дата обращения: 10.11.2020)
34. Jeffrey Parker. Distributed-Lag Models / Theory and Practice of Econometrics. Spring 2020. Reed College. URL: https://www.reed.edu/economics/parker/312/tschapters/S13_Ch_3.pdf (Дата обращения: 28.03.2021)
35. John B. Taylor. "Rational Expectations Models in Macroeconomics". NBER Working Paper Series No 1224 – Nov. 1983 – pp. 396-403. URL: <https://core.ac.uk/download/pdf/6852972.pdf> (Дата обращения: 11.11.2020)
36. Robert J. Hodrick and Edward C. Prescott. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. / Source: Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 29, No. 1 (Feb., 1997), pp. 1-16 Published by: Blackwell Publishing. URL: <http://www.jstor.org/stable/2953682> (Дата обращения: 7.02.2021)
37. Robert J. Shiller. Why Do People Dislike Inflation? / National Bureau of Economic Research // URL: <https://www.nber.org/system/files/chapters/c8881/c8881.pdf> (Дата обращения: 03.11.2020)
38. Sebastian Kripfganz¹, Daniel C. Schneider. ARDL: Stata module to estimate autoregressive distributed lag models URL: https://www.stata.com/meeting/chicago16/slides/chicago16_kripfganz.pdf (Дата обращения: 28.03.2021)

39. The Lesson in Israel's Recovery. / The New York Times. // URL: <https://www.nytimes.com/1987/08/09/business/the-lessons-in-israel-s-recovery.html> (Дата обращения: 03.11.2020)
40. The Library of Economics and Liberty. Phillips Curve / Kevin D. Hooper // URL: <https://www.econlib.org/library/Enc/PhillipsCurve.html> (Дата обращения: 10.11.2020)
41. Thomas M. Humphry. Precursors of the P-Star Model / Federal Reserve Bank of Richmond // URL: https://www.richmondfed.org/~media/richmondfedorg/publications/research/economic_review/1989/pdf/er750401.pdf (Дата обращения: 12.11.2020)
42. Topic 7: The New-Keynesian Phillips Curve / EC4010 Notes, 2005 (Karl Whelan) // URL: <https://www.tcd.ie/Economics/staff/whelanka/topic7.pdf> (Дата обращения: 11.11.2020)

Приложение 1

Таблица 1. Результаты опроса ВЦИОМ «Как бы Вы оценили рост цен (инфляцию) в течение последнего месяца-двух?» (один ответ, % от опрошенных). Источник: ВЦИОМ.

Ответ	2005 г.	2006 г.	2007 г.	2008 г.	2009 г.	2010 г.	I кв. 2011	II кв. 2011	III кв. 2011
Инфляция очень высокая	56	58	62	75	49	54	78	70	60
Инфляция умеренная	31	30	28	19	36	34	18	24	31
Инфляция незначительная	6	7	5	2	8	5	2	4	6
Затрудняюсь ответить	8	6	5	4	8	7	2	3	3
Ответ	IV кв. 2011	I кв. 2012	II кв. 2012	III кв. 2012	IV кв. 2012	I кв. 2013	II кв. 2013	III кв. 2013	IV кв. 2013
Инфляция очень высокая	57	53	49	56	58	58	53	55	63
Инфляция умеренная	33	37	40	37	36	37	39	37	32
Инфляция незначительная	6	7	7	5	4	4	5	5	3
Затрудняюсь ответить	4	4	4	3	2	2	3	3	3
Ответ	I кв. 2014	II кв. 2014	III кв. 2014	IV кв. 2014	I кв. 2015	II кв. 2015	III кв. 2015	IV кв. 2015	I кв. 2016
Инфляция очень высокая	61	57	51	68	77	60	65	65	68
Инфляция умеренная	34	38	41	26	18	31	26	26	24
Инфляция незначительная	3	3	5	3	3	6	6	6	5
Затрудняюсь ответить	2	2	3	3	3	3	3	3	3
Ответ	II кв. 2016	III кв. 2016	IV кв. 2016	I кв. 2017	апр.17	май.17	июнь.17	июль.17	авг.17
Инфляция очень высокая	60	55	52	49	46	48	46	39	36
Инфляция умеренная	28	32	33	34	33	35	31	42	42
Инфляция незначительная	8	9	11	13	16	14	15	13	15
Затрудняюсь ответить	4	5	4	4	5	4	8	5	7
Ответ	сент.17	нояб.17	дек.17	январ.18	февр.18	март.18	апр.18	май.18	июнь.18
Инфляция очень высокая	33	36	41	32	31	33	36	52	45
Инфляция умеренная	42	44	33	33	36	35	33	28	37
Инфляция незначительная	19	15	17	18	21	19	19	12	10
Затрудняюсь ответить	6	6	9	16	12	12	12	8	8
Ответ	июль.18	авг.18	сент.18	окт.18	нояб.18	дек.18	январ.19	февр.19	март.19
Инфляция очень высокая	33	42	40	49	53	58	57	50	53
Инфляция умеренная	39	40	40	33	31	28	29	32	30
Инфляция незначительная	20	12	12	12	10	9	8	10	10
Затрудняюсь ответить	8	6	8	6	6	5	6	8	7
Ответ	апр.19	май.19	июнь.19	июль.19	авг.19	сент.19	окт.19	нояб.19	дек.19
Инфляция очень высокая	48	46	46	45	41	39	41	33	34
Инфляция умеренная	30	36	36	34	36	37	37	37	40

Инфляция незначительная	12	11	11	12	15	15	13	21	18
Затрудняюсь ответить	9	7	7	9	8	9	9	9	8
Ответ	январь.20	февраль.20	март.20	апрель.20	май.20	июнь.20	июль.20	август.20	сентябрь.20
Инфляция очень высокая	40	44	39	41	38	40	41	46	44
Инфляция умеренная	37	32	37	33	38	35	35	33	35
Инфляция незначительная	16	14	16	16	18	14	12	11	13
Затрудняюсь ответить	7	10	8	10	6	11	12	10	8

Таблица 2. Результаты опроса ВЦИОМ «Как, на Ваш взгляд, будут меняться цены на основные потребительские товары и услуги в ближайшие один-два месяца?» (один ответ, % от опрошенных)

Ответ	июнь.12	июль.12	авг.12	сентябрь.12	октябрь.12	ноябрь.12	декабрь.12	I кв. 2013	II кв. 2013
Серьезно вырастут	44	53	54	55	52	55	49	49	38
Незначительно вырастут	42	34	34	35	36	34	37	39	45
Останутся на нынешнем уровне	8	8	8	6	8	8	9	8	12
Незначительно снизятся	3	0	0	0	0	0	0	1	0
Серьезно снизятся	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Затрудняюсь ответить	4	5	3	4	4	3	5	3	5
Ответ	III кв. 2013	IV кв. 2013	I кв. 2014	II кв. 2014	III кв. 2014	IV кв. 2014	I кв. 2015	II кв. 2015	III кв. 2015
Серьезно вырастут	42	50	48	39	42	58	41	24	35
Незначительно вырастут	40	36	38	46	44	32	36	40	42
Останутся на нынешнем уровне	11	8	10	10	10	6	14	23	14
Незначительно снизятся	1	0	0	1	0	1	3	7	2
Серьезно снизятся	0	0	0	0	0	0	1	2	0
Затрудняюсь ответить	6	5	4	4	3	3	5	6	6
Ответ	IV кв. 2015	I кв. 2016	II кв. 2016	III кв. 2016	октябрь.16	ноябрь.16	декабрь.16	январь.18	февраль.18
Серьезно вырастут	51	43	32	30	34	41	40	20	20
Незначительно вырастут	37	41	46	46	48	42	44	48	48
Останутся на нынешнем уровне	7	9	12	13	11	9	8	16	19
Незначительно снизятся	1	1	2	2	1	1	2	2	3
Серьезно снизятся	1	0	1	0	0	1	0	0	1
Затрудняюсь ответить	4	6	7	8	6	6	6	14	9
Ответ	март.18	апрель.18	май.18	июнь.18	июль.18	август.18	сентябрь.18	октябрь.18	ноябрь.18
Серьезно вырастут	21	26	38	34	25	29	30	37	53
Незначительно вырастут	51	51	44	49	56	55	55	49	38

Останутся на нынешнем уровне	14	10	9	8	11	8	8	7	4
Незначительно снизятся	2	2	2	2	2	2	1	1	1
Серьезно снизятся	1	0	0	0	1	0	0	0	0
Затрудняюсь ответить	11	11	7	7	5	6	6	6	4
Ответ	дек.18	январь.19	февр.19	март.19	апр.19	май.19	июнь.19	июль.19	авг.19
Серьезно вырастут	59	44	26	32	26	26	29	30	26
Незначительно вырастут	33	45	55	51	53	54	50	52	52
Останутся на нынешнем уровне	3	5	10	7	11	10	9	9	12
Незначительно снизятся	1	1	1	1	1	3	2	1	2
Серьезно снизятся	0	0	0	1	1	0	1	0	0
Затрудняюсь ответить	4	5	8	8	8	7	9	8	8
Ответ	сент.19	окт.19	нояб.19	дек.19	январь.20	февр.20	март.20	апр.20	май.20
Серьезно вырастут	29	35	28	34	29	31	45	46	34
Незначительно вырастут	54	48	54	52	51	49	43	39	50
Останутся на нынешнем уровне	8	9	11	7	9	9	5	6	8
Незначительно снизятся	1	1	2	1	1	1	1	1	2
Серьезно снизятся	0	0	0	0	1	0	0	0	0
Затрудняюсь ответить	8	7	5	6	9	10	6	8	6
Ответ	июнь.20	июль.20	авг.20	сент.20					
Серьезно вырастут	28	34	35	35					
Незначительно вырастут	53	49	48	50					
Останутся на нынешнем уровне	11	8	9	7					
Незначительно снизятся	2	2	1	1					
Серьезно снизятся	0	0	0	0					
Затрудняюсь ответить	6	7	7	7					

Приложение 2

Таблица 1. Уровень безработицы (по методологии МОТ) 15-72 лет с 2010 по 2020 год, ежеквартальные данные

Год	Квартал	Уровень безработицы (по методологии МОТ) 15-72 лет
2010	I квартал	8,70%
2010	II квартал	7,30%
2010	III квартал	6,70%
2010	IV квартал	6,70%
2011	I квартал	7,40%
2011	II квартал	6,40%
2011	III квартал	6,10%
2011	IV квартал	6,10%
2012	I квартал	6,30%
2012	II квартал	5,30%
2012	III квартал	5,10%
2012	IV квартал	5,10%
2013	I квартал	5,80%
2013	II квартал	5,40%
2013	III квартал	5,20%
2013	IV квартал	5,50%
2014	I квартал	5,50%
2014	II квартал	5,00%
2014	III квартал	4,90%
2014	IV квартал	5,20%
2015	I квартал	5,70%
2015	II квартал	5,60%
2015	III квартал	5,30%
2015	IV квартал	5,70%
2016	I квартал	5,90%
2016	II квартал	5,70%
2016	III квартал	5,30%
2016	IV квартал	5,40%
2017	I квартал	5,60%
2017	II квартал	5,20%
2017	III квартал	5,00%
2017	IV квартал	5,10%
2018	I квартал	5,10%
2018	II квартал	4,80%
2018	III квартал	4,60%
2018	IV квартал	4,80%
2019	I квартал	4,80%
2019	II квартал	4,60%
2019	III квартал	4,40%
2019	IV квартал	4,60%
2020	I квартал	4,60%
2020	II квартал	6,00%

Приложение 3

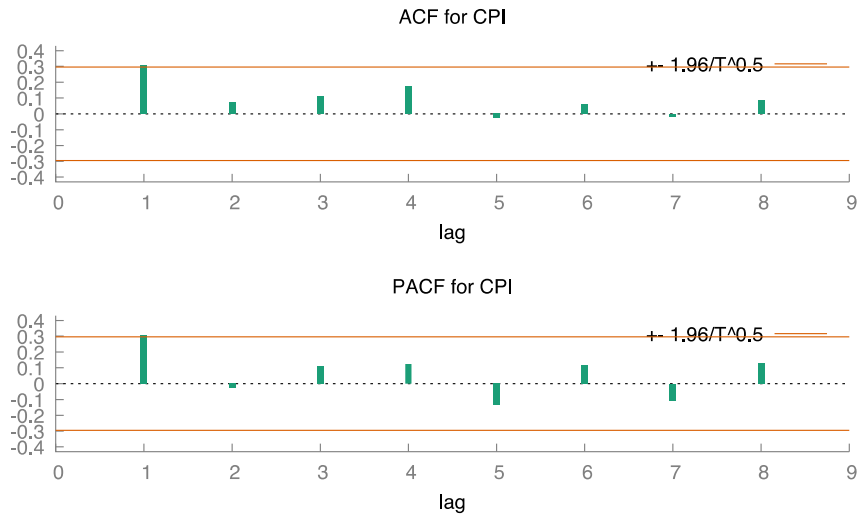


Рисунок 1. Коррелограмма ряда CPI_t .

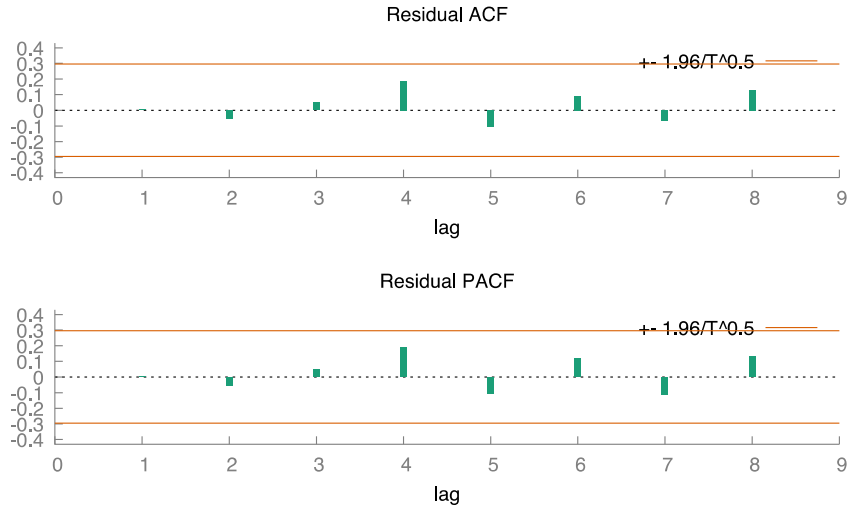


Рисунок 2. Коррелограмма остатков модели AR (1).

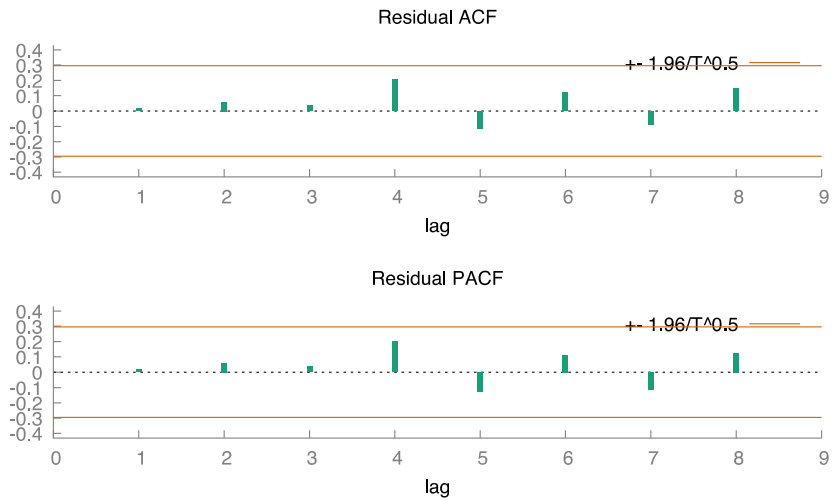


Рисунок 3. Коррелограмма остатков модели MA (1).

Приложение 4

```
. ardl lnCPI gap, maxlags(12) aic
ARDL(1,8) regression
Sample: 2011m1 - 2021m2
Number of obs = 122
F( 10, 111) = 56.96
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.8369
Adj R-squared = 0.8222
Root MSE = 0.0022
Log likelihood = 578.97531
```

lnCPI	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnCPI						
L1.	.5686246	.0869565	6.54	0.000	.3963144	.7409348
gap						
--.	.5473258	.0396048	13.82	0.000	.4688462	.6258054
L1.	-.7215143	.0705616	-10.23	0.000	-.8613368	-.5816917
L2.	.1918946	.0686839	2.79	0.006	.0557928	.3279964
L3.	-.0198125	.0558155	-0.35	0.723	-.1304148	.0907897
L4.	.0487006	.0550923	0.88	0.379	-.0604684	.1578696
L5.	.0160012	.0557532	0.29	0.775	-.0944774	.1264798
L6.	-.0977189	.0592161	-1.65	0.102	-.2150595	.0196216
L7.	.1786086	.0620324	2.88	0.005	.0556873	.3015299
L8.	-.0719895	.0381176	-1.89	0.062	-.1475221	.0035431
_cons	-.000093	.0005257	-0.18	0.860	-.0011346	.0009487

Рисунок 1. Распечатка модели ARDL (1,8) из Stata.

```
. ardl lnCPI gap, maxlags(12)
ARDL(2,2) regression
Sample: 2011m1 - 2021m2
Number of obs = 122
F( 5, 116) = 102.94
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.8161
Adj R-squared = 0.8081
Root MSE = 0.0023
Log likelihood = 571.64142
```

lnCPI	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnCPI						
L1.	.7834795	.084222	9.30	0.000	.6166672	.9502919
L2.	-.1739781	.0638086	-2.73	0.007	-.3003591	-.0475972
gap						
--.	.4757525	.0367546	12.94	0.000	.4029553	.5485496
L1.	-.7186545	.0612312	-11.74	0.000	-.8399305	-.5973784
L2.	.2860055	.0463868	6.17	0.000	.1941305	.3778805
_cons	.0006236	.0004464	1.40	0.165	-.0002605	.0015078

Рисунок 2. Распечатка модели ARDL (2,2) из Stata.