

---

---

---

## Центральный банк Республики Узбекистан



## АНАЛИЗ ФАКТОРОВ ИНФЛЯЦИИ С ПОМОЩЬЮ ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИХ МОДЕЛЕЙ

# АНАЛИЗ ФАКТОРОВ ИНФЛЯЦИИ С ПОМОЩЬЮ ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИХ МОДЕЛЕЙ

## Часть I. Оценка факторов инфляции с помощью модели DOLS (динамическая регрессионная модель)

Данная эмпирическая работа построена на количественной оценке базовой инфляции в Узбекистане со стороны факторов спроса, предложения, импортируемой инфляции и монетарного компонента.

Подход к изучению инфляции через эффекты **спроса и предложения** (измеряемые разрывом выпуска и индексом цен производителей, соответственно), применяется в исследованиях Банка Международных Расчетов (BIS, 2001). В модель также были включены валютный курс, отражающий влияние обесценения на базовую инфляцию (импортируемая инфляция) и разрыв<sup>1</sup> денежной массы, который, служит в качестве одного из индикаторов совокупного спроса в развивающихся странах и, следовательно, инфляционных ожиданий (BIS, 2001).

Анализ проведен с помощью динамической регрессионной модели (DOLS<sup>2</sup>), преимущества которой состоят в том, что она дает более точные и корректные оценки коэффициентов эластичности<sup>3</sup> инфляции, чем простая регрессионная модель.

### **Результаты:**

**Факторы спроса.** Результаты моделирования (Приложение 1а.) показывают, что наибольшее влияния из оцененных факторов на уровень

---

1 Разрыв роста денежной массы определяется через оценку отклонения фактического реального денежного предложения от его тренда – оптимального уровня, полученную путем применения фильтра Ходрика Прескотта.

2 DOLS исключает проблему автокорреляции ошибок и гетероскедастичность путем добавления отстающих и опережающих компонентов переменных (назад смотрящие и вперед смотрящие лаги переменных).

3 Результаты, полученные с помощью данной модели, интерпретируются как эластичность инфляции, то есть ее чувствительность к 1% изменению независимой переменной (при неизменности других переменных).

базовой инфляции оказывает разрыв выпуска. Влияние данного показателя проявляется в течении 4-х кварталов. При изменении разрыва выпуска на 1 п.п. уровень базовой инфляции изменится на 0,49 п.п.

**Факторы предложения.** Со стороны факторов предложения было оценено влияние **индекса цен производителей**. Коэффициент эластичности<sup>4</sup> составляет около **0,13**.

**Монетарные факторы.** Влияние избыточного роста денежной массы проявляется в течение 1 квартала. Согласно полученным результатам, отклонение роста объема денежной массы от оптимального уровня на **1 п.п.** приводит к росту базовой инфляции на **0,08 п.п.**

**Импортируемая инфляция.** Со стороны изменений обменного курса влияние на базовую инфляцию проявляется в течении 1 квартала, и полученный коэффициент эластичности составляет около **0,06**. Но следует отметить что, модель учитывает только прямое влияние эффекта переноса и не оценивает косвенное воздействие девальвации через канал инфляционных ожиданий.

В качестве следующего фактора импортируемой инфляции был рассмотрен индекс ФАО (состоит из средневзвешенных индексов по 5 товарным группам: мяса, молочных продуктов, зерновые, растительные масла и сахар).

Данный фактор оказывает эффект на базовую инфляцию через 2 квартала с эластичностью около **0,07**.

---

<sup>4</sup> Полученные результаты являются коэффициентами эластичности, так как модель использует натуральные логарифмы переменных. Вследствие этого, результаты интерпретируются следующим образом: рост независимой переменной на 1% вызывает рост зависимой переменной на коэффициент, полученный по итогам оценки модели (например, 1% рост индекса цен производителей ведет к увеличению базовой инфляции на 0.13 процентов).

Кроме вышеперечисленных факторов в модель была включена **инерционная** составляющая и ее влияние оценено в **0,16**, означающая что 1% рост цен в предыдущем квартале передается в текущий рост цен еще на 0.16 процентов.

### Эмпирическая оценка

Модель использует квартальные временные ряды с 1 кв. 2010 года по 1 кв. 2020 года.

### Описание переменных, включенных в модель

	Факторы инфляции	Показатель	Метод трансформации	Условное обозначение
Автономный фактор	Инерция инфляции	Авторегрессионный показатель	Использование временного лага на 1 период	$\Delta p_{t-1}$
Инфляция спроса	Разрыв выпуска	Отклонение фактического уровня выпуска от потенциального уровня	Стандартное уравнение кривой IS с применением полуструктурной модели	$\hat{O}_t$
Монетарные факторы	Избыток денежного предложение	Отклонение фактического реального денежного предложения от его тренда	Фильтрация Ходрика Прескотта Сглаживающий параметр $\lambda$ равен 1600	$\hat{m}_t$
Инфляция предложения	Индекс цен производителей	Показатель среднего уровня изменения цен на сырье, материалы и товары промежуточного потребления относительно базисного периода	Первая разность логарифмов временного показателя	$p_t^{ppi}$
Импорт инфляции	Индекс ФАО	Индекс цен продовольственных товаров (Продовольственная и сельскохозяйственная организация ООН)	Первая разность логарифмов временного показателя	$Index_t^{FAO}$
	Обменный курс	Среднеквартальный номинальный обменный курс доллара США к суму	Первая разность логарифмов временного показателя	$Z_t$

Согласно модели DOLS, уравнение инфляции применяет следующий вид:

$$\Delta p_t = \gamma_0 + \gamma_1(L)\Delta p_{t-1} + \gamma_2(L)\hat{O}_{t-4} + \gamma_3\hat{m}_{t-1} + \gamma_4\Delta(L)Z_{t-1} + \gamma_5\Delta(L)p_t^{ppi} + \gamma_6\Delta(L)Index_{t-3}^{FAO} + \varepsilon_t^p$$

Для оценки устойчивости и качества модели были выполнены стандартные статистические тесты. Результаты тестов показывают статистическую значимость полученных результатов. Полученные

результаты моделирования объясняют 60% дисперсии изменения показателя базовой инфляции (Приложение 1 б., в.).

### **Основные допущения, которые были сформированы при оценке модели.**

В большинстве моделей оценки факторов инфляции, применяемых промышленно развитыми странами, индикаторы спроса приведены в одной единственной переменной - разрыве выпуска, тогда как монетарные переменные напрямую в модели не используются. Основной причиной этого является эффективная и быстрая трансмиссия денежно-кредитной политики на изменение совокупного спроса в экономике и наличие сильной связи между процентными ставками и реальной экономикой спросом в данных странах.

Указанная взаимосвязь играет ключевую роль в трансмиссионном механизме денежно-кредитной политики также и в развивающихся странах. Однако в развивающихся странах работа трансмиссионного механизма несколько иная.

Во-первых, показатель разрыва выпуска в развивающихся странах недостаточно точен при оценке, и, следовательно, может не полностью охватывать динамику спроса. В данном случае точнее оценить динамику спроса можно через оценку излишнего роста денежной массы совместно с показателями разрыва выпуска. Следовательно, разрыв денежной массы может частично охватывать эффект разрыва выпуска;

Во-вторых, учитывая относительную неразвитость финансового рынка и слабую взаимосвязь между процентными ставками и инфляцией, рост денежной массы в экономике может быть применен, как индикатор будущего спроса и, следовательно, оказывать давление на инфляционные ожидания (BIS, 2001).

Как видно из результатов предварительного анализа на основе DOLS, наиболее значимый эффект на базовую инфляцию оказывает разрыв выпуска, а также индекс цен производителей.

В свою очередь, положительный разрыв выпуска может быть вызван чрезмерным спросом, порождаемым стимулирующей фискальной политикой и увеличением доходов населения.

О том, как временный рост государственных расходов и заработных плат может ускорить базовую инфляцию см. Врезку 1, где, результаты получены с помощью импульсных откликов цен на фискальный шок и шок заработных плат.

Врезка 1

### **Шок заработной платы на инфляцию**

*Предварительные оценки чувствительности базовой (красная линия) и общей инфляции (синяя линия) на шок заработной платы. Базовая инфляция сильнее реагирует на увеличение заработной платы. При одном стандартном отклонении заработной платы от нормы, **цены в течение 1 квартала растут до 0.06 п.п.**, после чего данный эффект постепенно угасает.*

*Это, скорее всего, связано с ростом трудовых издержек производителей, а также дополнительным давлением со стороны спроса на фоне увеличения доходов.*

**Рис.1 Импульсная реакция годовой инфляции на рост заработной платы**



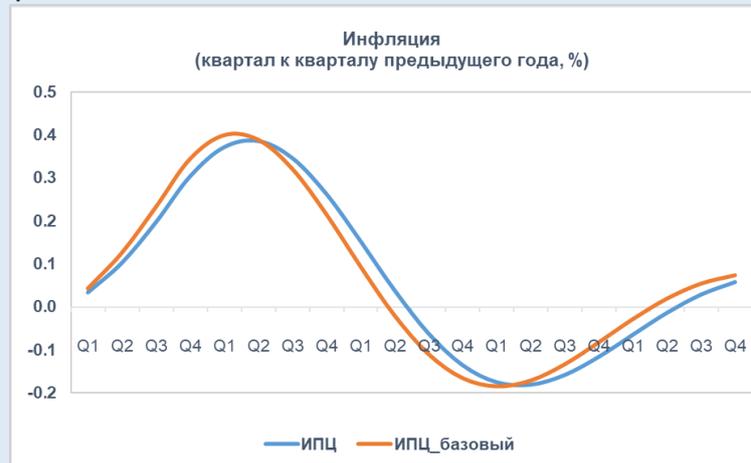
### **Шок бюджетных расходов на инфляцию**

*По предварительным оценкам (рис. 2), отклик инфляции на временное расширение бюджетного дефицита на фоне роста государственных расходов*

(устранение негативных эффектов карантинных мер) сильнее и продолжительнее, чем увеличение заработной платы.

Так, фискальный шок (1 стандартное отклонение) вызывает рост базового ИПЦ к концу года на **0.4 п.п.** (4 квартал текущего года к 4 кварталу предыдущего). Эффект от шока продолжает сохраняться в следующем году и полностью угасает лишь к началу третьего года.

Рис.2 Импульсная реакция годовой инфляции на фискальный шок



## Часть II. Оценка монетарных факторов инфляции с помощью ARDL модели (авторегрессионная модель с лагами)

Анализ инфляции с помощью динамической регрессионной модели (DOLS) позволил увидеть влияние факторов спроса и предложения на инфляцию.

Результаты данной работы мотивировали на более детальное изучение факторов инфляции, в частности, тех, что вызваны **монетарными явлениями** – инерцией инфляции, изменением денежного предложения, валютного курса, индекса цен производителей (увеличение себестоимости продукции через валютный канал), разрывом выпуска.

Для этого была выбрана **авторегрессионная модель с распределенными лагами (ARDL model)**, особенностью которой является количественная оценка факторов инфляции на долгосрочных и краткосрочных отрезках времени путем включения в нее лагов (порядок и количество определяется на основе информационного критерия Akaike<sup>5</sup>) и темпов их изменения.

Кроме того, через коэффициент коррекции ошибки модель позволяет увидеть с какой скоростью индекс базовых цен возвращается к своему долгосрочному значению, в случае его краткосрочного отклонения.

### ***Результаты:***

- между выбранными переменными и базовой инфляцией выявлена **долгосрочная статистически значимая связь** (любой дисбаланс, возникающий в оценке базовой инфляции в предыдущем квартале

---

<sup>5</sup> На основе критерия Akaike (AIC) из всех сочетаний лагов выбирается то, которое дает модель с минимальной потерей информации и наименьшей автокорреляцией ошибок.

корректируется на 34%<sup>6</sup> в текущем квартале). Чем ближе значение к 100%, тем быстрее и полностью происходит корректировка в течение одного периода (месяц, квартал, год);

В **долгосрочном** периоде (от 1 квартала до года) базовая инфляция реагирует только **на денежное предложение и индекс цен производителей** (Приложение 2, Табл.10). Статистическая значимость результатов подтверждена с вероятностью 5%:

- увеличение широкой денежной массы на 1% вызывает рост индекса базовых цен **на 0.19 процентов** (или 0.0019);

- рост индекса цен производителей на 1% приводит к увеличению базовых цен **на 0.47 процента** (0.0047);

- разрыв выпуска не оказывает долгосрочного влияния на цены, так как на длинных отрезках времени экономика стремится к своему потенциальному равновесному значению;

Результаты динамической корректировки модели (краткосрочные эффекты) демонстрируют статистическую значимость валютного курса. Так, 1% обесценение приводит к увеличению инфляции на **0.06 п.п.**, как в предыдущем исследовании, полученном с помощью DOLS.

Вероятно, более долгосрочный эффект валютного курса проявляется в ценах производителей. Остальные краткосрочные коэффициенты статистически значимы для денежной массы и индекса цен производителей, что, указывает на краткосрочную корректировку базового индекса цен к долгосрочным эффектам, возникающим от данных факторов.

---

<sup>6</sup> Данное значение получено через «Модель корректировки ошибки» (ECM – error correction model), что которая встроена в ARDL и позволяет подтвердить, или опровергнуть наличие долгосрочной связи между переменными в зависимости от масштаба и статистической значимости коэффициента корректировки ошибки. Значение близкое к 0% указывает на отсутствие корректировки и, следовательно, долгосрочной взаимосвязи между переменными.

## Эмпирическая оценка

В модели используются натуральные логарифмы квартальных рядов с 1 кв. 2010 года (база) по 1 кв. 2020 года. Выборка состоит из 41 наблюдения.

### Описание переменных, включенных в модель

	Факторы инфляции	Показатель	Метод трансформации	Условное обозначение в уравнении
Автономный фактор	Инерция базовой инфляции	Кумулятивный индекс базовых цен с 2010 года	Натуральный логарифм переменной с одним временным лагом	$INF_{core\ t-1}$
Монетарные факторы	Денежная масса	Широкая денежная масса M2	Натуральный логарифм переменной без лагов	$M2_t$
	Валютный курс	Среднеквартальный номинальный обменный курс доллара США к суму	Натуральный логарифм переменной с 3 временными лагами	$EXR_{t-3}$
	Инфляция производителей	Кумулятивный индекс цен производителей с 2010 года	Натуральный логарифм переменной с 4 временными лагами	$PPI_{t-4}$
	Разрыв выпуска	Отклонение фактического уровня выпуска от потенциального	Стандартное уравнение кривой IS с применением полуструктурной модели	$Y\_gap_{t-4}$

Уравнение ARDL модели выглядит следующим образом:

$$INF_{core} = A_0 + \sum_{i=1}^{i=p} A_i INF_{core\ t-i} + \sum_{i=0}^{i=q} B_i EXR_{t-i} + \sum_{i=0}^{i=m} C_i M2_{t-i} + \sum_{i=0}^{i=n} D_i Y\_gap_{t-i} + \sum_{i=0}^{i=h} F_i PPI_{t-i} + \varepsilon_t,$$

где коэффициент  $A_i$  отражает инерцию инфляции на протяжении времени, коэффициенты  $B_i$ ,  $C_i$ ,  $D_i$ ,  $F_i$  – влияние валютного курса, денежного предложения, разрыва выпуска и индекса цен производителей, соответственно.

**Основные допущения, которые были сформированы при оценке модели:**

- часть инфляционного давления возникает из-за эффекта «импортируемой» инфляции через канал валютного курса, который

воздействует на ожидания, а также на цены импортируемых потребительских товаров и комплектующих, используемых в производстве местных товаров;

- рост широкой денежной массы вызывает рост цен через канал кредитования экономики;

- разрыв выпуска отражает отклонение спроса в экономике, которое переходит в давление на цены;

- индекс цен производителей реагирует на удорожание импортируемых из-за рубежа комплектующих и материалов, используемых в местном производстве товаров и услуг, а также на изменение регулируемых цен <sup>7</sup>(тарифы на электроэнергию, газ, воду и т.д.). Скорее всего, данный фактор наиболее характерен для долгосрочного периода, так как больше отражает сторону предложения в экономике чем спроса.

Следует отметить, что выбранные факторы достаточно хорошо описывают модель, так как коэффициент детерминации высокий и составляет 0,99, что говорит о том, что вариация факторов на **99%** объясняет вариацию базовых цен. (Табл. 3 и Рис.1)<sup>8</sup>.

Кроме того, выбранная форма спецификации успешно прошла все тесты и диагностику на стационарность, автокорреляцию, нормальность, гетероскедастичность и стабильность (Табл. 1, 4, 5, 6, 7, 8, 9). Помимо

---

<sup>7</sup> **Регулируемые цены** не учитываются при оценке базовой инфляции. Однако в данном случае предполагается, что цены производителей влияют на базовую инфляцию косвенно, через валютный канал, то есть удорожание импорта сырья, материалов, технологий и т.д. Более того, исключение данной переменной из модели делает ее менее устойчивой, что, возможно, связано с тем, что цены производителей отражают структурные особенности экономики – высокие издержки, низкую эффективность, рентабельность и слабую конкуренцию, что движет цены вверх.

<sup>8</sup> Здесь и далее все расчеты произведены через программу Eviews и приведены в табличной форме в Приложении 2.

этого, в пределах выборки был построен достаточно аккуратный прогноз на основе данных, полученных из оцененной модели (Рис. 2, 3).

Как видно из результатов предварительного анализа, наиболее значимый эффект на базовую инфляцию оказывает денежное предложение и индекс производственных цен, в то время, как импортируемая инфляция проявляет себя кратковременно, возможно, потому что часть данного эффекта более долгосрочно проявляется в индексе цен производителей.

Полученные результаты свидетельствуют о влиянии денежного предложения на инфляцию. Одним из допущений является увеличение денежной массы через канал кредитования.

Поэтому, было проведено дополнительное исследование, в котором оценен эффект кредитования на базовую инфляцию (более подробно см. Врезку 2). Результаты показывают:

- между уровнем кредитования и базовой инфляцией существует устойчивая долгосрочная связь;

- период полного переноса эффектов роста кредитов на инфляцию реализуется с лагом на 6 месяцев (после 180 дней);

- эффект кредитования на базовые цены зависит от вида валюты, в которых выдается кредит;

- наиболее **сильно** базовая инфляция реагирует на рост кредитования **в национальной валюте**. Рост кредитов в национальной валюте на 1% приводит к ускорению базовой инфляции на **0,17 п.п.** Полный эффект наблюдается через **7-8 месяцев**;

- полный эффект от роста кредитов в иностранной валюте на 1% приводит к ускорению базовой инфляции **на 0,08 п.п.** и проявляется через 4-5 месяцев.

## **Рост кредитования и уровень инфляции в Республике Узбекистан**

Рост кредитования и инвестиционной активности является одним из основных условий развития экономики. Наряду с этим, с целью предотвращения негативных последствий, связанных с возможностью «кредитного бума», макроэкономической и финансовой нестабильности, необходимо обеспечивать оптимальный уровень кредитования экономики. В таких условиях большое значение приобретает грамотное макроэкономическое управление, а также обеспечение эффективности и целевого использования инвестиционных ресурсов.

### **Обзор исследований и международный опыт**

Проблеме оценки влияния кредитования на стабильность в экономике уделяется достаточно большое внимание со стороны международных финансовых институтов, а также научного сообщества и был выработан ряд методологических подходов (Приложение 2).

Согласно большинству приведенных исследований, повышение уровня кредитования экономики оказывает значимое влияние на рост инфляции. В этой связи с учетом последних тенденций в экономике возрастает необходимость оценки **количественной взаимосвязи** уровня кредитования и инфляции в Республике Узбекистан, в том числе по различным валютам.

Основываясь на предлагаемых методологических подходах, далее будут проанализированы тенденции кредитования в Республике Узбекистан за последние годы.

### **Краткий обзор результатов BVAR моделирования**

Для количественной оценки взаимосвязей между уровнем кредитования и инфляции использовались эконометрические подходы (**BVAR модели**).

Для этой цели мы использовали метод, разработанный Литтерманом (1986), и ввели априоры в стиле Миннесоты.

$$Y_t^n = X_t^n \alpha + Z_t^n \beta + \epsilon_t, n \in \overline{1,3}$$

где  $Y_t^n$  - вектор эндогенных переменных,  $X_t^n$  является матрицей изолированных значений эндогенных переменных для группы  $n$  и  $Z_t^n$  вектор экзогенных переменных.

Для оценки модели были использованы месячные данные с января 2006 года до мая 2020 года по базовой инфляции (**изменение стоимости потребительской корзины, исключаящей наиболее волатильный сезонный сегмент – овощи и фрукты, а также горюче-смазочные материалы и регулируемые цены**), кредитам в экономике, кредитам в национальной валюте, кредитам в иностранной валюте. Все переменные переведены в логарифмическую шкалу. Для корректировки сезонности используется алгоритм X-12 ARIMA.

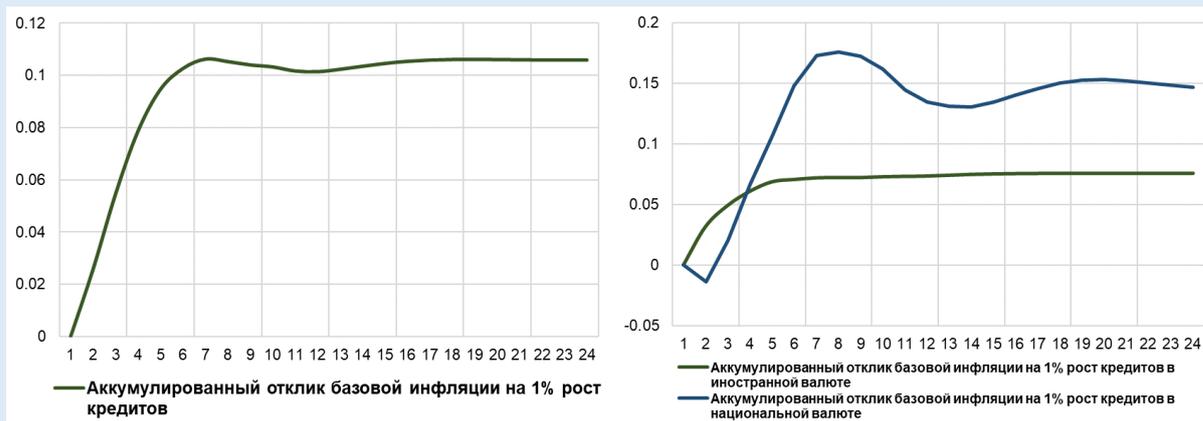
Результаты моделирования показывают наличие устойчивой долгосрочной связи между уровнем кредитования и базовой инфляцией. Период полного переноса влияния роста кредитов на инфляцию реализуется с 6 месяца. При этом рост кредитования на 1% приводит к дополнительному ускорению уровня базовой инфляции на 0,1 п.п.

Эффект кредитования на базовые цены зависит от вида валюты, в которых выдается кредит.

Так, наиболее сильно базовая инфляция реагирует на рост кредитования в национальной валюте. Полный эффект от роста кредитования проявляется через 7-8 месяцев. Результаты количественной оценки показывают, что рост кредитов в национальной валюте на 1% приводит к ускорению базовой инфляции на 0,17 п.п.

Рост кредитования в иностранной валюте оказывает менее значимый долгосрочный эффект на ускорение базовой инфляции. Полный эффект от роста кредитов на 1% приводит к ускорению базовой инфляции на 0,08 п.п. и проявляется через 4-5 месяцев.

#### Аккумулятивный отклик базовой инфляции на 1% рост кредитов



Таким образом, основываясь на полученных результатах моделирования, можно сделать вывод, что рост кредитования с определенным лагом в 6-8 месяцев оказывает умеренное устойчивое влияние на рост базовой инфляции в Республике Узбекистан.

В заключении анализа, проведенного с помощью двух эконометрических моделей – DOLS и ARDL по оценке факторов базовой инфляции в Узбекистане, можно выделить следующее:

- **цены в экономике чувствительны** как к факторам спроса, так и к факторам предложения. Со стороны факторов спроса существенную роль играют **разрыв выпуска и денежное предложение**.

В свою очередь, основными драйверами чрезмерного спроса могут выступать **стимулирующая фискальная политика** и **рост доходов населения**. Следовательно, более осмотрительные государственные расходы и увеличение доходов, которое должно соответствовать росту производительности в экономике, могут способствовать сдерживанию роста цен;

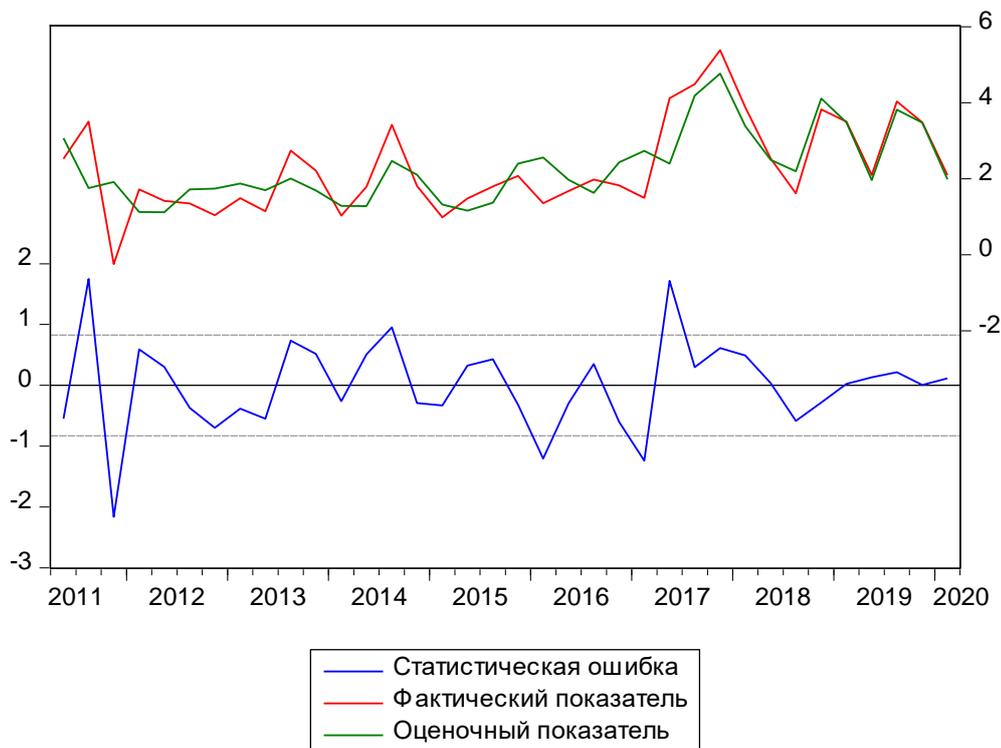
- со стороны факторов предложения давление оказывает **индекс цен производителей**, влияние которого может быть ограничено снижением зависимости местных производителей от импорта и повышением эффективности всего производства.

**а. Результаты регрессионного анализа**

Dependent Variable: DL\_CPI\_CORE  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/19/20 Time: 15:16  
 Sample (adjusted): 2011Q2 2020Q1  
 Included observations: 36 after adjustments  
 HAC standard errors & covariance (Prewhitening with lags = 3 from AIC  
 maxlags = 3, Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DL_CPI_CORE(-1)	0.162429	0.065784	2.469130	0.0197
DL_OUTPUT_GAP(-4)	0.486490	0.085877	5.664941	0.0000
L_M2_REAL_GAP(-1)	0.077600	0.026827	2.892655	0.0072
DL_EX_RATE(-1)	0.053166	0.027456	1.936391	0.0626
DL_PPI	0.128720	0.013400	9.605871	0.0000
DL_FAO(-2)	0.065931	0.030123	2.188752	0.0368
C	0.918297	0.166518	5.514706	0.0000
R-squared	0.609020	Mean dependent var	2.296146	
Adjusted R-squared	0.528127	S.D. dependent var	1.206497	
S.E. of regression	0.828779	Akaike info criterion	2.634939	
Sum squared resid	19.91936	Schwarz criterion	2.942846	
Log likelihood	-40.42891	Hannan-Quinn criter.	2.742407	
F-statistic	7.528761	Durbin-Watson stat	2.495175	
Prob(F-statistic)	0.000063	Wald F-statistic	481.0259	
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

**б. Оценка качества модели**



## в. Результаты тестов на стационарность

Null Hypothesis: DL\_CPI\_CORE has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.202611	0.0020
Test critical values:		
1% level	-3.610453	
5% level	-2.938987	
10% level	-2.607932	

Null Hypothesis: L\_M2\_REAL\_GAP has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.002306	0.2847
Test critical values:		
1% level	-3.605593	
5% level	-2.936942	
10% level	-2.606857	

Null Hypothesis: DL\_PPI has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.658299	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.610453	
5% level	-2.938987	
10% level	-2.607932	

Null Hypothesis: DL\_OUTPUT\_GAP has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.652800	0.0915
Test critical values:		
1% level	-3.610453	
5% level	-2.938987	
10% level	-2.607932	

Null Hypothesis: DL\_EX\_RATE has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.785441	0.0063
Test critical values:		
1% level	-3.610453	
5% level	-2.938987	
10% level	-2.607932	

Null Hypothesis: DL\_FAO has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.715323	0.0005
Test critical values:		
1% level	-3.610453	
5% level	-2.938987	
10% level	-2.607932	

Таблица 1. Проверка рядов на стационарность

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	<b>-7.74525</b>	<b>0.0000</b>	5	194
Breitung t-stat	<b>-5.03614</b>	<b>0.0000</b>	5	189
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	<b>-7.52884</b>	<b>0.0000</b>	5	194
ADF - Fisher Chi-square	<b>65.7725</b>	<b>0.0000</b>	5	194
PP - Fisher Chi-square	59.1360	0.0000	5	195

Таблица 2. Выбор лагов

Akaike Information Criteria (top 20 models)

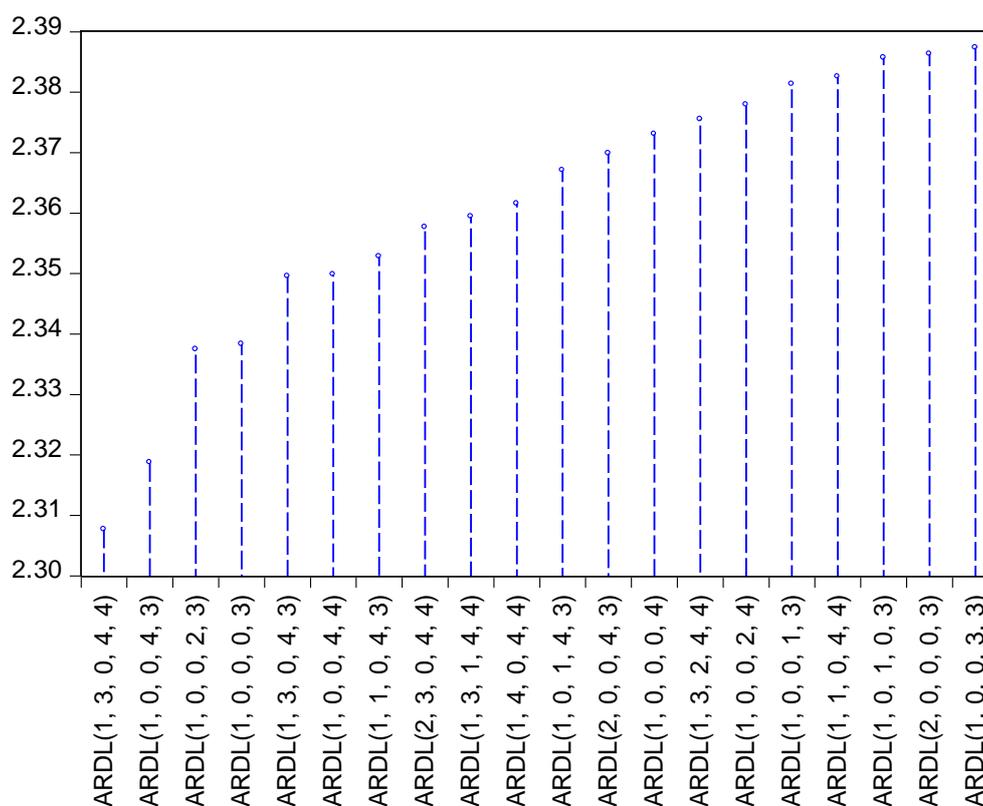


Таблица 3. Результаты оцененной модели

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
L_CPI_CORE(-1)	0.653472	0.102377	6.383013	0.0000
L_EXR	-0.014904	0.031244	-0.477031	0.6385
L_EXR(-1)	-0.030235	0.053166	-0.568680	0.5759
L_EXR(-2)	0.073940	0.053709	1.376672	0.1838
L_EXR(-3)	-0.063456	0.032244	-1.968011	0.0631
L_M2	0.067910	0.028440	2.387835	0.0269
L_PPI	0.225542	0.044626	5.054091	0.0001
L_PPI(-1)	0.050574	0.061694	0.819762	0.4220
L_PPI(-2)	-0.086130	0.056839	-1.515345	0.1453
L_PPI(-3)	0.084646	0.056291	1.503729	0.1483
L_PPI(-4)	-0.110059	0.044527	-2.471741	0.0226
L_Y_GAP	-0.455436	0.320865	-1.419399	0.1712
L_Y_GAP(-1)	-0.302674	0.500316	-0.604965	0.5520
L_Y_GAP(-2)	0.242332	0.579560	0.418130	0.6803
L_Y_GAP(-3)	-0.007876	0.540459	-0.014573	0.9885
L_Y_GAP(-4)	0.465638	0.328155	1.418958	0.1713
C	90.86357	94.55536	0.960956	0.3480
<b>R-squared</b>	<b>0.999599</b>	Mean dependent var		502.4670
Adjusted R-squared	0.999279	S.D. dependent var		24.54461
S.E. of regression	0.659042	Akaike info criterion		2.307674
Sum squared resid	8.686726	Schwarz criterion		3.047826
Log likelihood	-25.69197	Hannan-Quinn criter.		2.568612
F-statistic	3119.569	Durbin-Watson stat		2.313425
Prob(F-statistic)	0.000000			

Таблица 4. Проверка на серийную корреляцию ошибок

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	<b>0.313883</b>	Prob. F(3,17)	<b>0.8151</b>
Obs*R-squared	<b>1.941905</b>	Prob. Chi-Square(3)	<b>0.5846</b>

Таблица 5. Проверка на гетероскедастичность ошибок

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	<b>0.708659</b>	Prob. F(16,20)	<b>0.7556</b>
Obs*R-squared	<b>13.38691</b>	Prob. Chi-Square(16)	<b>0.6443</b>
Scaled explained SS	4.256754	Prob. Chi-Square(16)	0.9984

Таблица 6. Проверка на нормальность ошибок

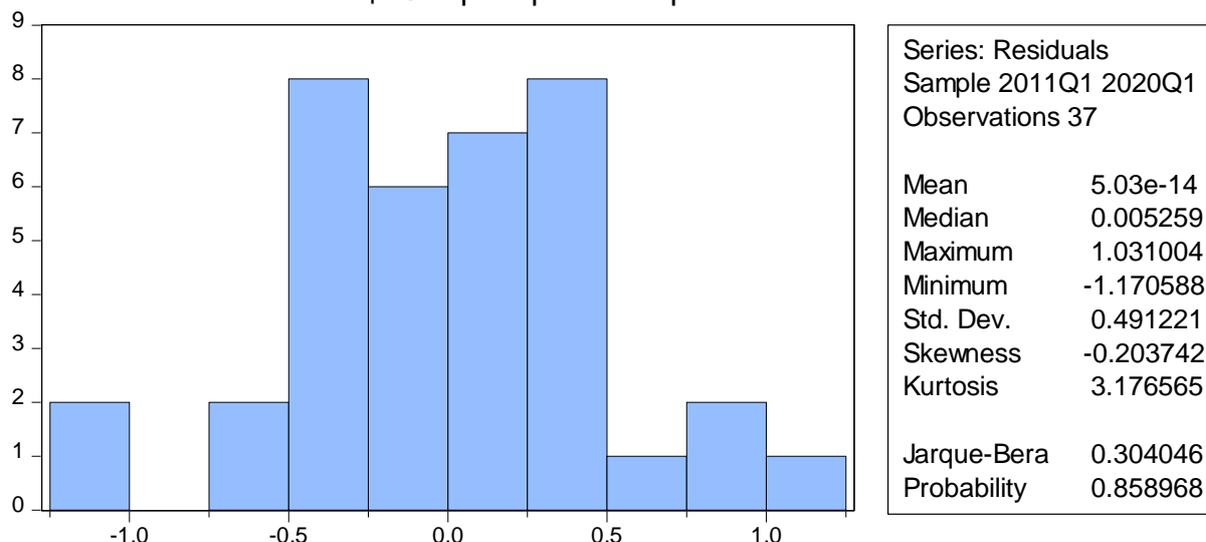


Таблица 7. Коррелограмма ошибок

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
.*.	.*.	1	-0.164	-0.164	1.0744	0.300
. .	. .	2	0.039	0.012	1.1363	0.567
.*.	.*.	3	-0.120	-0.114	1.7434	0.627
.*.	** .	4	-0.180	-0.227	3.1616	0.531
.*.	** .	5	-0.200	-0.292	4.9733	0.419
. *	. .	6	0.121	0.007	5.6549	0.463
.*.	.*.	7	-0.133	-0.194	6.5096	0.482
. .	** .	8	-0.007	-0.238	6.5120	0.590
. .	.*.	9	0.044	-0.154	6.6130	0.677
. .	.*.	10	0.028	-0.124	6.6561	0.757
.*.	** .	11	-0.096	-0.305	7.1686	0.785
. **	.*.	12	0.231	-0.073	10.254	0.594
. .	. .	13	0.034	-0.024	10.323	0.667
. .	.*.	14	0.036	-0.073	10.406	0.732
. .	. .	15	0.057	-0.018	10.620	0.779
.*.	** .	16	-0.195	-0.217	13.237	0.655

Таблица 8. Проверка на стабильность модели с помощью теста CUSUM Squares

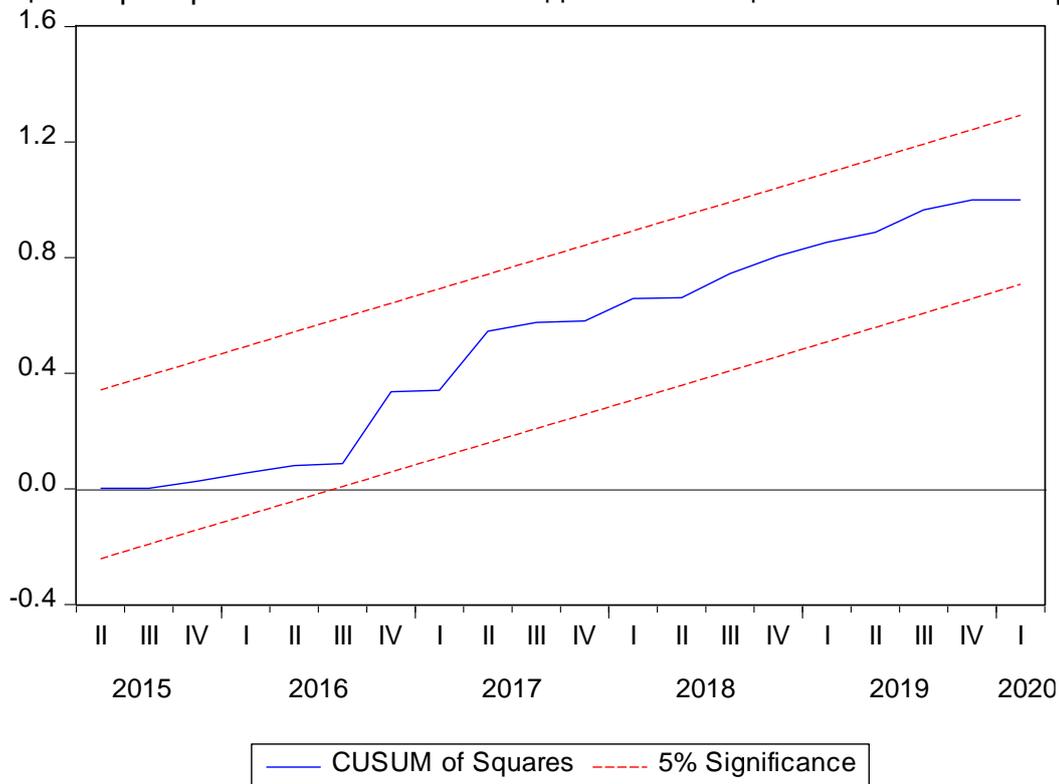


Таблица 9. Результаты Bounds - теста

ARDL Bounds Test

Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
<b>F-statistic</b>	<b>5.003982</b>	<b>4</b>

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.2	3.09
5%	2.56	3.49
2.5%	2.88	3.87
<b>1%</b>	<b>3.29</b>	<b>4.37</b>

Таблица 10. Долгосрочные и краткосрочные коэффициенты, скорость корректировки к долгосрочному равновесию

Краткосрочные коэффициенты				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(L_EXR)	-0.015277	0.025361	-0.602377	0.5537
D(L_EXR(-1))	-0.012820	0.032570	-0.393596	0.6980
<b>D(L_EXR(-2))</b>	<b>0.063837</b>	<b>0.025574</b>	<b>2.496142</b>	<b>0.0214</b>
<b>D(L_M2)</b>	<b>0.072366</b>	<b>0.028303</b>	<b>2.556878</b>	<b>0.0188</b>
<b>D(L_PPI)</b>	<b>0.224725</b>	<b>0.031089</b>	<b>7.228405</b>	<b>0.0000</b>
<b>D(L_PPI(-1))</b>	<b>0.112521</b>	<b>0.032310</b>	<b>3.482504</b>	<b>0.0023</b>
D(L_PPI(-2))	0.023236	0.033829	0.686883	0.5000
<b>D(L_PPI(-3))</b>	<b>0.108356</b>	<b>0.034823</b>	<b>3.111645</b>	<b>0.0055</b>
D(L_Y_GAP)	-0.454555	0.220715	-2.059472	0.0527
D(L_Y_GAP(-1))	-0.692812	0.277697	-2.494851	0.0215
D(L_Y_GAP(-2))	-0.441703	0.288815	-1.529366	0.1418
D(L_Y_GAP(-3))	-0.462017	0.243254	-1.899325	0.0720
<b>CointEq(-1)</b>	<b>-0.343218</b>	<b>0.055788</b>	<b>-6.152176</b>	<b>0.0000</b>

$$\text{Cointeq} = \text{L\_CPI\_CORE} - (-0.1000*\text{L\_EXR} + 0.1960*\text{L\_M2} + 0.4749*\text{L\_PPI} - 0.1674*\text{L\_Y\_GAP} + 262.2111)$$

Долгосрочные коэффициенты				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L_EXR	-0.100007	0.052197	-1.915963	0.0698
<b>L_M2</b>	<b>0.195972</b>	<b>0.083537</b>	<b>2.345928</b>	<b>0.0294</b>
<b>L_PPI</b>	<b>0.474920</b>	<b>0.148749</b>	<b>3.192757</b>	<b>0.0046</b>
L_Y_GAP	-0.167422	0.698380	-0.239730	0.8130
C	262.211126	271.411972	0.966100	0.3455

Рисунок 1. Оцененные и фактические данные

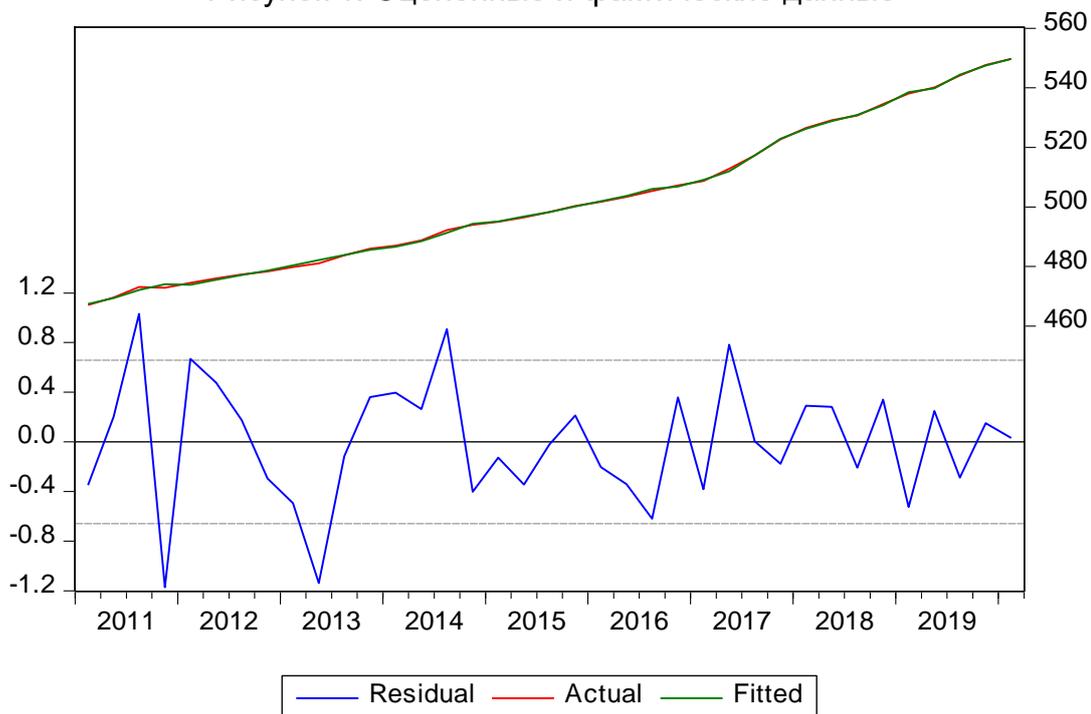


Рисунок 2. Прогноз инфляции в пределах выборки

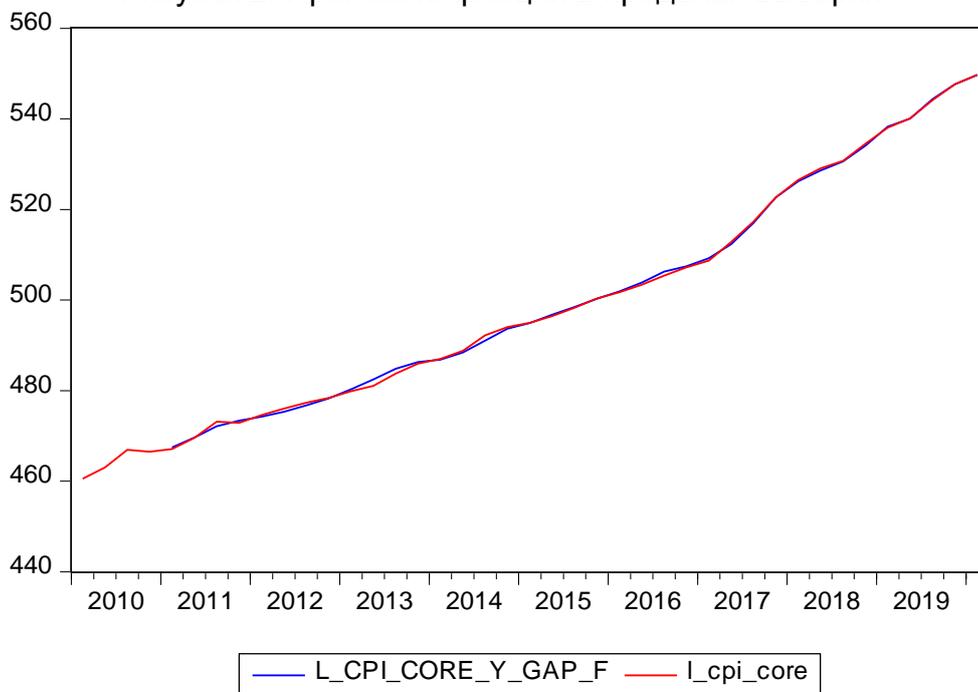
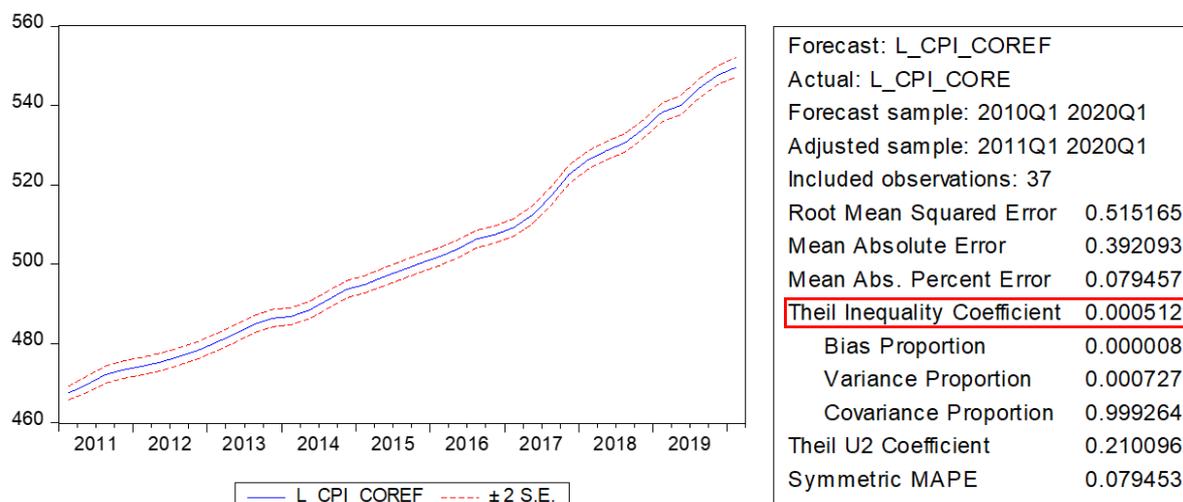


Рисунок 3. Точность прогноза



\* Значения коэффициент Тэйла (определяет точность прогнозов) должно находиться в пределах (1;0). Чем ближе к единице, тем хуже прогноз. В данном случае коэффициент близок к нулю, что говорит об аккуратности прогноза в пределах выборки.