

Домашнее задание по эконометрике.

В рамках данной работы мы совершим аналитическую работу для того, чтобы ответить на вопросы: влияет ли изменение номинального курса рубля на инфляцию в России? И если да, то какова количественная оценка этого влияния, и насколько быстро инфляция реагирует на изменение валютного курса?

Для того, чтобы ответить на поставленные вопросы нам потребуется построить модель SVAR, так как именно она позволяет справляться с типичной для макроэкономики проблемой «влияния всего на всего», а также в силу того, что данные представляют из себя временные ряды.

### **Обзор литературы**

Множество исследователей используют модель SVAR для решения различных макроэкономических задач [Бадасен П. В., Картаев Ф. С., Хазанов А. А., 2015; Борзых О. А., 2016], поэтому применяемых при анализе инструментарий актуален и подходит для ответа на вышеупомянутые вопросы.

Влияние изменения валютного курса на инфляцию имеет название эффекта переноса валютного курса (ЭП). Этот феномен представлен в большом количестве исследований как зарубежных специалистов [Campa J. M., Goldberg L. S., 2005], так и отечественных [Сосунов К. А., Шмыкова С. В., 2005; Добрынская В. В., 2007; Катаранова М., 2010; Пономарев Ю., Трунин П., Улюкаев А., 2014, Картаев Ф. С., Якимов Ю. И., 2018].

Стоит сказать, что не все исследователи использовали векторные авторегрессии в своих работах и отметить, что результаты оказываются актуальными для конкретного времени. То есть выводы исследований первого десятилетия 2000 нельзя экстраполировать на современную ситуацию. Одной из важных причин является переход Центрального Банка (ЦБ) РФ к политике инфляционного таргетирования, что существенно отличается от режима фиксированного валютного курса. Тем не менее, перечислим несколько ключевых результатов вышеупомянутых работ: [Сосунов К. А., Шмыкова С. В., 2005] отмечают неполный ЭП и его рост долгосрочной перспективе, оценённое значение составляет 26% (то есть при росте номинального обменного курса на 1% наблюдается рост ИПЦ на 0,26%), [Добрынская В. В., 2007] выявляет сокращение ЭП после 2003 года по сравнению с периодом кризиса 1998 года с 35% до 8%. [Катаранова М., 2010] оценивает ЭП в 12%, при этом отмечает, что наблюдается тенденция к более заметной реакции потребительских цен на ослабление рубля, чем на укрепление. [Пономарев Ю., Трунин П., Улюкаев А., 2014] показывают в своей работе, что месячный ЭП составляет 4,6%, полугодовой соответственно 28%, а годовой 48%. Они отмечают, что есть тенденция к уменьшению ЭП

во времени. [Картаев Ф. С., Якимова Ю. И., 2018] показали, что переход к режиму инфляционного таргетирования способствует существенному снижению как мгновенного, так и долгосрочного ЭП и снижение заметнее в странах с развивающейся экономикой.

Для анализа ЭП мы будем использовать данные с начала 2015 года, поскольку выше было описано, что режим инфляционного таргетирования существенно отличается от режима фиксированного валютного курса, и как показали [Картаев Ф. С., Якимова Ю. И., 2018] ЭП в разные периоды различен, а учитывая, что российская экономика относится к развивающемуся рынку разница только увеличивается.

### Данные

В качестве данных для расчёта эндогенных переменных были использованы выпуск, инфляция, валютный курс, цена на нефть и процентная ставка.

Теперь более подробно про то, как будут обработаны исходные данные и что в итоге будет использовано при анализе:

#### 1) Процентная ставка

Основным инструментом денежно-кредитной политики ЦБ РФ является ключевая ставка<sup>1</sup>. Однако в силу того, что решения по изменению ключевой ставке принимается только 8 раз в год, оказывается, что её значения довольно статичны и не всегда удобны при анализе. Тем не менее, есть более динамичный аналог ключевой ставки процента – одна из ставок межбанковского рынка кредитования. Ставки межбанковского рынка кредитования, в отличие от ключевой ставки, лучше отражают рыночную ситуацию, поскольку подвержены ежедневным колебаниям рынка. Поэтому, в рамках данной работы мы будем использовать среднемесячную фактическую ставку по кредитам, предоставленным московскими банками (MIACR)<sup>2</sup>. Срок кредита был выбран в 1 день, а рассчитывается ставка в процентах годовых. Также стоит упомянуть, что наблюдается высокая корреляция между ключевой ставкой и ставкой MIACR<sup>3</sup>.

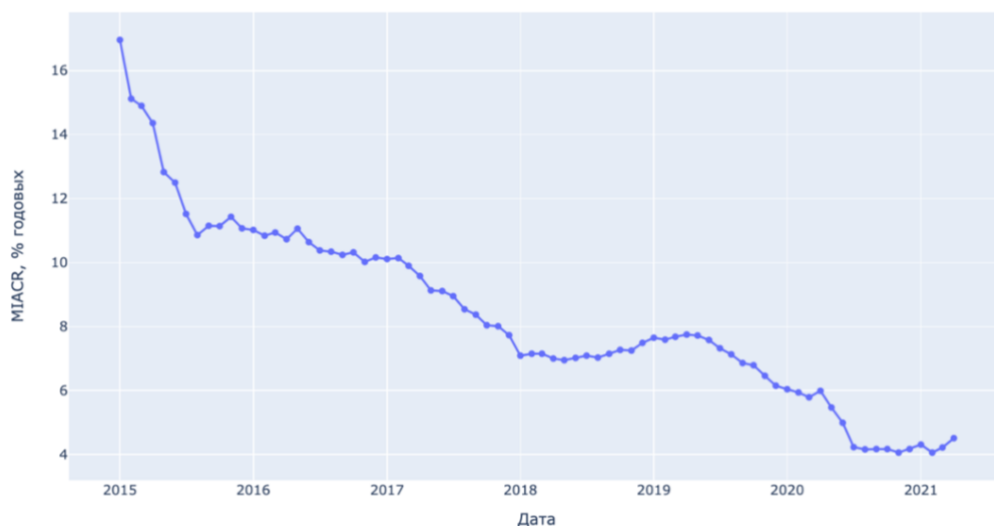
---

<sup>1</sup> <https://clck.ru/Npyti>

<sup>2</sup>

[https://www.cbr.ru/hd\\_base/mkr/mkr\\_monthes/?UniDbQuery.Posted=True&UniDbQuery.From=01.2015&UniDbQuery.To=04.2021&UniDbQuery.st=SF&UniDbQuery.Currency=1&UniDbQuery.sk=Dd1\\_](https://www.cbr.ru/hd_base/mkr/mkr_monthes/?UniDbQuery.Posted=True&UniDbQuery.From=01.2015&UniDbQuery.To=04.2021&UniDbQuery.st=SF&UniDbQuery.Currency=1&UniDbQuery.sk=Dd1_)

<sup>3</sup> Подтверждение этому факту можно найти, например, в лекции по эконометрике Картаева Ф.С.



*Рисунок 1. Ставка межбанковского рынка кредитования MIACR в период с 2015 по 2021 год.*

## 2) Выпуск

В качестве прокси переменной выпуска использовался индекс ВВП для РФ, взятый с сайта федерального банка в Сент-Луисе<sup>4</sup>. Достоинством этих данных является возможность использовать при анализе месячные данные, что довольно критично, так как длина временных рядов оставляет желать лучшего. Динамику выпуска принято считать основным индикатором успешности функционирования экономики, поэтому данный экономический показатель включается в исследование, как фундаментальная экономическая величина.



*Рисунок 1. Первая разность (годовая) индекса ВВП 2016 – 2021 год.*

<sup>4</sup> <https://fred.stlouisfed.org/series/RUSLORSGPNOSTSAM>

### 3) Валютный курс

Зачастую исследователи используют курс доллара как переменную, отвечающую за валютный курс. Однако не всегда динамика валютной пары рубля к доллару определяется волатильностью рубля, бывает такая ситуация, что рубль укрепляется к доллару потому, что относительный курс доллара падает, тогда как к остальным валютам курс рубля может оставаться неизменным. В связи с этим имеет смысл использовать среднее арифметическое из двух курсов: рубля к доллару и рубля к евро. Остановимся на этих двух валютах, хотя список может быть продолжен. Данные возьмём с сайта Финам<sup>5</sup>. В силу того, что данные по выпуску представляют из себя усреднённые по месяцам величины, то для корректности мы для каждого месяца рассчитаем среднее значение по всем дням. Эта экономическая переменная является тем объектом, воздействие на инфляцию которого представляет ключевой интерес в данной работе.

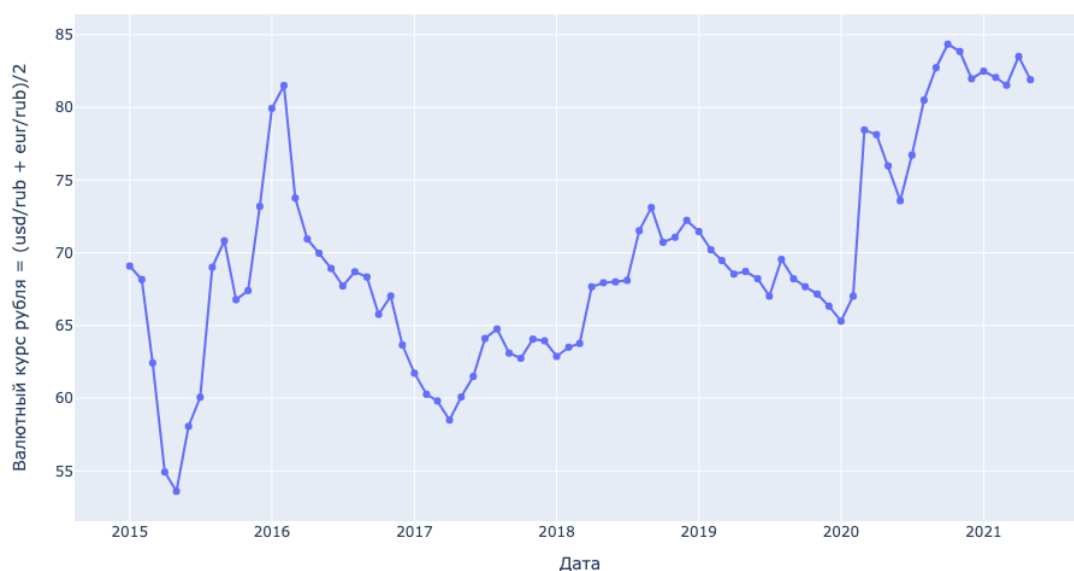


Рисунок 1. Курс рубля

### 4) Цена на нефть

В мире существует большое количество нефтяных марок. Наш анализ мы построим на данных по цене на сырую нефть по трём крупнейшим торговым маркам: Brent<sup>6</sup>, Dubai<sup>7</sup>, WTI<sup>8</sup>. Список может быть расширен и другими торговыми марками. Данная переменная включается в анализ, поскольку её динамика сильно сказывается на состоянии российской экономики.

<sup>5</sup> <https://www.finam.ru/profile/forex/usd-rub/export/>

<sup>6</sup> <https://fred.stlouisfed.org/series/POILBREUSDM>

<sup>7</sup> <https://fred.stlouisfed.org/series/POILDUBUSDM#0>

<sup>8</sup> <https://fred.stlouisfed.org/series/POILWTIUSDM>

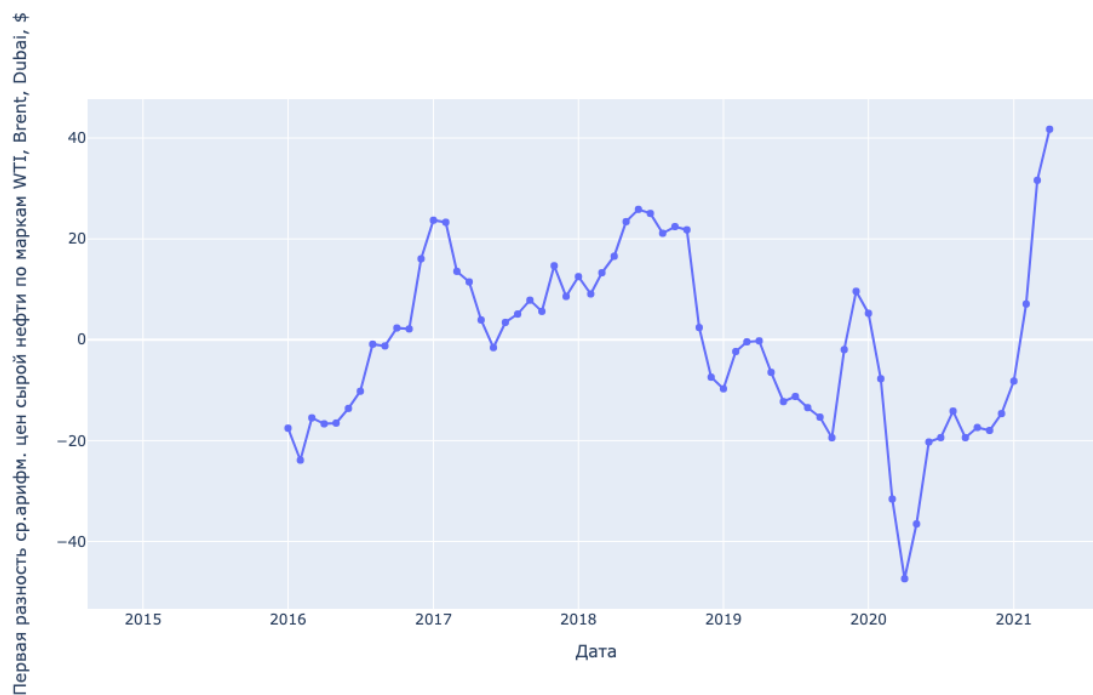


Рисунок 2. Динамика цены на нефть<sup>9</sup>.

## 5) Инфляция

Основой для расчёта инфляции послужил месячный индекс ИПЦ, взятый с сайта федерального резервного банка в Сент-Луисе<sup>10</sup>. Динамика этой переменной нами будет исследоваться в ответ на шоки валютного курса.



Рисунок 5. Инфляция в России с 2015 по 2021 год.

<sup>9</sup> Рисунок намеренно несколько сдвинут вправо и начинается с 2016 года, чтобы продемонстрировать, что происходит анализ первой разности (в 1 год)

<sup>10</sup> <https://fred.stlouisfed.org/series/RUSCPIALLMINMEI>

## **Стационарность**

Важным этапом работы является переход к стационарным переменным<sup>11</sup>. Используя расширенный тест Дики-Фуллера, мы провели соответствующие тесты, результаты которых приведены в Приложении 7. Важно отметить, что в данном исследовании каждая разность захватывала 12 месяцев, то есть мы выдерживаем одинаковый горизонт для каждой из переменных. То есть мы на каждый месяц имеем: годовую ставку процента, годовую инфляцию, годовую первую разность ВВП и цены на нефть, а также обычный курс национальной валюты<sup>12</sup>.

В проведённых расширенных тестах Дики-Фуллера порядок лагов выбирался по критерию Шварца. Был выбран именно этот критерий, поскольку он учитывает ещё и сложность модели, чего не делает критерий Акаике.

## **Построение модели**

### **1) Простая модель**

Для начала построим самую простую модель, состоящую из 3 переменных, формирующих минимальные, согласно исходной постановке задания, набор: выпуск, инфляция и валютный курс.

Важно отметить, что при построении SVAR модели возникает потребность задавать некоторое количество ограничений, поскольку если этого не сделать, то модели попросту не будут работать. В связи с этим такие ограничения необходимо делать из содержательных, экономических соображений. То есть нам придётся опираться на макроэкономическую теорию в вопросе того, что на что влияет, а влияние чего можно свести к нулю. Мы будем формулировать это в терминах матриц ограничений

Согласно теории, необходимо задать  $K(K - 1)/2$  ограничений, где  $K$  – это количество переменных, участвующих в анализе. В данном случае используются 3 переменные, а значит необходимо поставить три ограничения.

Сделаем это в формате матричного уравнения, где слева и справа от равенства располагаются шоки соответствующих экономических переменных. Если какая-то переменная влияет на другую переменную, то и её шоки влияют на шоки другой переменной. Соответствующие шоки обозначены значениями  $u$  и  $e$ .

---

<sup>11</sup> В целях избежания появления ложных регрессий

<sup>12</sup> Это является важным замечанием, поскольку, не заметив этой детали, можно случайно работать с разностями, рассчитанными на разных горизонтах, что является методологически некорректным действием.

$$\begin{pmatrix} u_{inflation} \\ u_{exchange\ rate} \\ u_{\Delta\ index\ GDP} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} \end{pmatrix} * \begin{pmatrix} e_{inflation} \\ e_{exchange\ rate} \\ e_{\Delta\ index\ GDP} \end{pmatrix}$$

При расстановке ограничений мы считаем, что инфляция – довольно медленно меняющаяся переменная, при учёте жёсткости цен. Ноль во второй строке мы полагаем в силу того, что динамика ВВП не сильное воздействие оказывает на валютный курс.

При построении VAR модели использовалось значение лагов равное 2, а также добавлялась константа в модель. Оценённая модель демонстрирует высокую значимость коэффициентов, которые влияют на динамику ВВП. Регрессия с зависимой переменной – курсом валюты показала, что автолаги зависимой переменную имеют статистически значимое значение, а также первый лаг инфляции (См. Приложение 1).

Важно отметить, что исследуемая модель стабильна (См. Приложение 2). Дополнительные тесты на проверку наличия автокорреляции показали, гипотезу о её наличии можно отвергнуть (См. Приложение 3).

Полученные графики импульсных откликов при 80% и 90% доверительном интервале, построенным по VAR и SVAR модели представлены ниже.

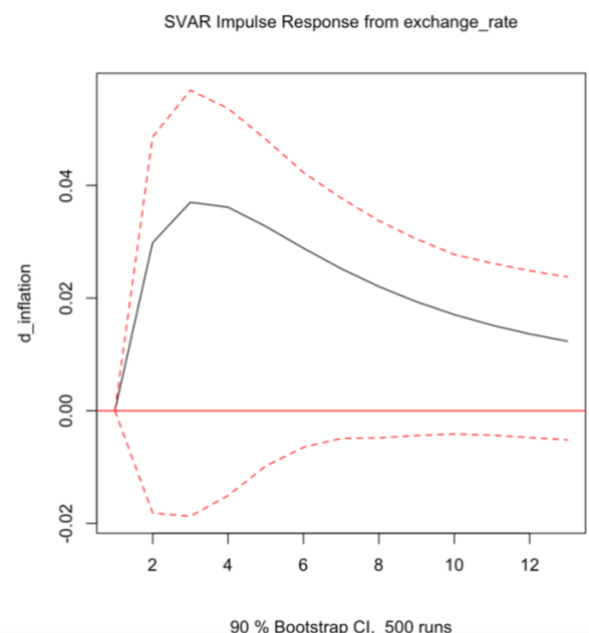
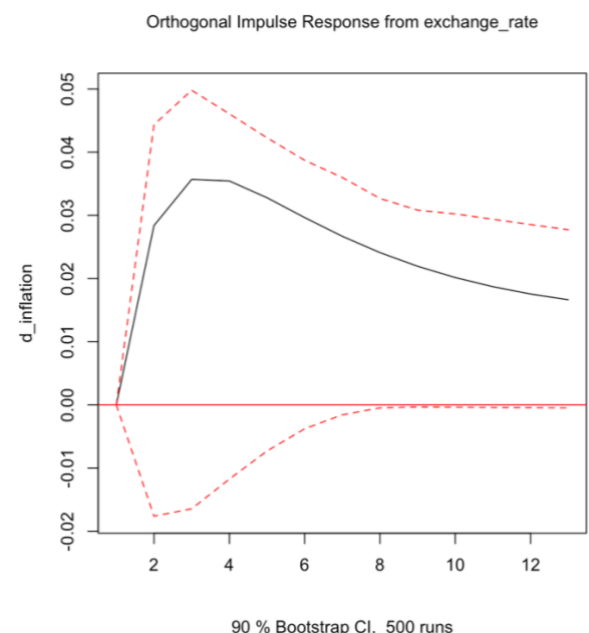
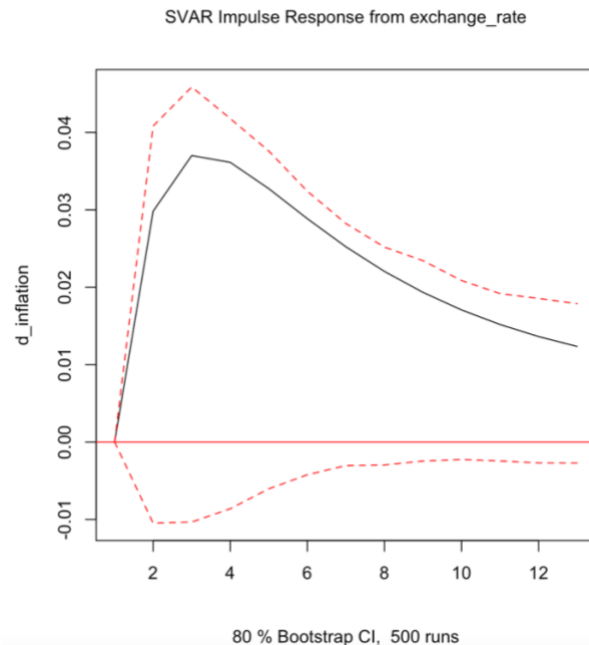
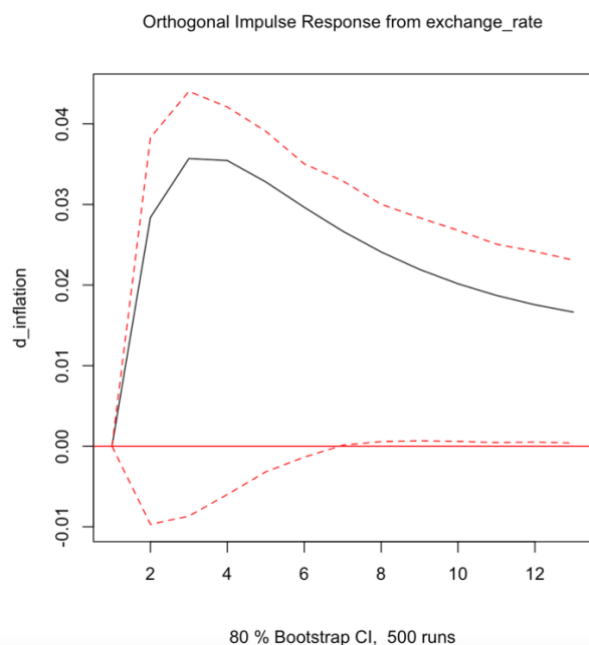


Рисунок 6. Функции отклика на основе VAR и SVAR моделей.

Аналогичные графики были построены для кумулятивных функций импульсного отклика. Покажем в этом случае 80% доверительный интервал. Отметим, что кумулятивное воздействие оказывается незначимым.



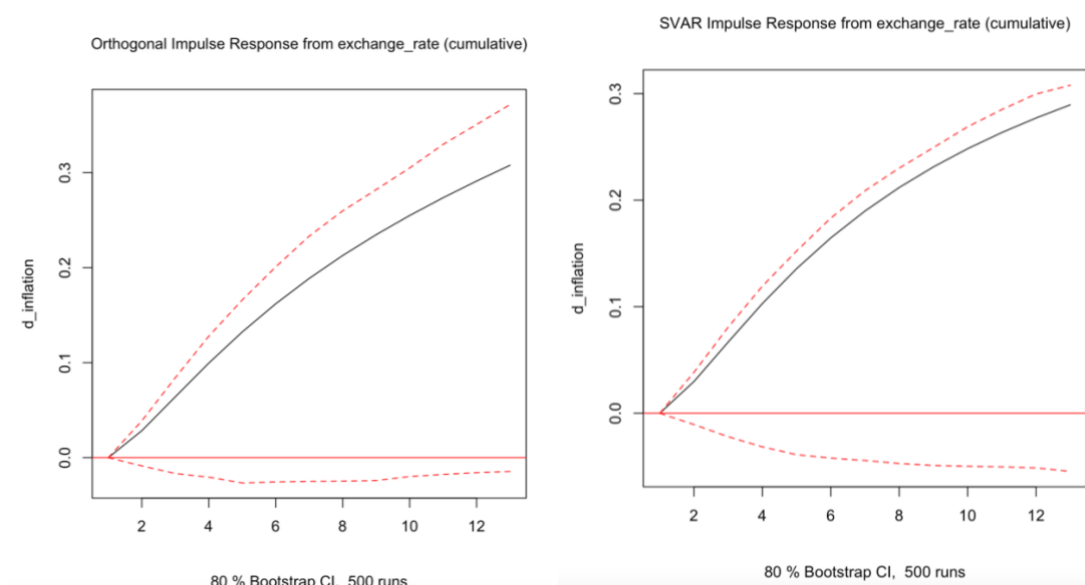


Рисунок 7. Кумулятивные функции отклика 3-ёх факторной VAR модели.

Простая модель показывает, что хоть и кумулятивное воздействие оказывается незначимым экономическое воздействие наблюдается. Анализируя полученные на 6 рисунке результаты, мы можем сказать, что при шоке курса валюты<sup>13</sup> на 1 рубль наблюдается рост инфляции примерно на 0,035 п.п. на 3 – 4 месяц (пиковое значение), но статистическая значимость оставляет вопрос к значимости полученного результата.

## 2) Продвинутая модель (SR)

$$\begin{pmatrix} u_{MIACR} \\ u_{inflation} \\ u_{d index GDP} \\ u_{d oil} \\ u_{exchange rate} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & a_{14} & a_{15} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} & b_{24} & b_{25} \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} & c_{34} & c_{35} \\ d_{41} & d_{42} & d_{43} & d_{44} & d_{45} \\ e_{51} & e_{52} & e_{53} & e_{54} & e_{55} \end{pmatrix} * \begin{pmatrix} e_{MIACR} \\ e_{inflation} \\ e_{d index GDP} \\ e_{d oil} \\ e_{exchange rate} \end{pmatrix}$$

Данное матричное уравнение отражает воздействие шоков переменных справа от равенства на переменные слева от равенства с коэффициентами, которые образуют матрицу ограничений. Так, например, первая строка коэффициентов  $a$  показывает коэффициенты тех шоков, которые влияют на шоки ставки MIACR (процентной ставки).

Поскольку при формировании матрицы ограничений мы будем пользоваться макроэкономической теорией, то стоит рассмотреть два периода: краткосрочный (SR) и долгосрочный (LR), поскольку в этих двух случаях макроэкономика по-разному рекомендует выставлять ограничения.

### Краткосрочный период

<sup>13</sup> В этом моменте стоит напомнить, что курс валюты = (курс рубля к доллару + курс рубля к евро)/2

- 1) Шоки процентной ставки зависят от её собственных шоков, от шоков инфляции, так как ЦБ использует ставку как основной инструмент экономической политики, направленной на таргетирование инфляции. Также, шоки ставки процента зависят от шоков ВВП согласно модели большой открытой экономики и курса (БОЭ). Больших оснований считать, что в краткосрочном периоде шоки цен на нефть оказывают на шоки процентной ставки какое-то воздействие нет.
- 2) Шоки инфляции зависят от её собственных шоков и шоков курса национальной валюты. Это нам подсказывает модель большой открытой экономики (БОЭ). Нельзя с уверенностью сказать, что шоки цен на нефть влияют на шоки инфляции. Со стороны процентной ставки на инфляцию скорее не стоит ожидать воздействия в краткосрочном периоде в силу того, что инфляция – это довольно медленная переменная, шоки которой в краткосрочном периоде вряд ли будут значимо подвержены шокам процентной ставки. Также заметим, что в краткосрочной перспективе наблюдается жёсткость цен, поэтому мы наложим ограничение на то, что в краткосрочной перспективе динамика ВВП не влияет на инфляцию в стране.
- 3) Шоки ВВП зависят от шоков ВВП, цен на нефть (поскольку эти цены специфичны для нашей страны), процентной ставки и курса национальной валюты в краткосрочном периоде (оба согласно IS-LM), а также шоков инфляции по модели (AD-AS).
- 4) Шоки цен на нефть зависят только от себя.
- 5) Шоки курса рубля зависят от шоков его самого, а также от шоков цен на нефть и процентной ставки (модель БОЭ).

$$\begin{pmatrix} u_{\Delta oil} \\ u_{\Delta inflation} \\ u_{exchange\ rate} \\ u_{miacr} \\ u_{\Delta index\ gdp} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & b_{23} & 0 & 0 \\ c_{31} & 0 & c_{33} & c_{34} & 0 \\ 0 & d_{42} & d_{43} & d_{44} & d_{45} \\ e_{51} & e_{52} & e_{53} & e_{54} & e_{55} \end{pmatrix} * \begin{pmatrix} e_{\Delta oil} \\ e_{\Delta inflation} \\ e_{exchange\ rate} \\ e_{miacr} \\ e_{\Delta index\ gdp} \end{pmatrix}$$

Для корректной работы SVAR модели необходимо наложить  $K(K - 1)/2$  ограничений, то есть 10, так как  $K = 5$ .

Полученные функции отклика динамики инфляции на шок курса рубля.

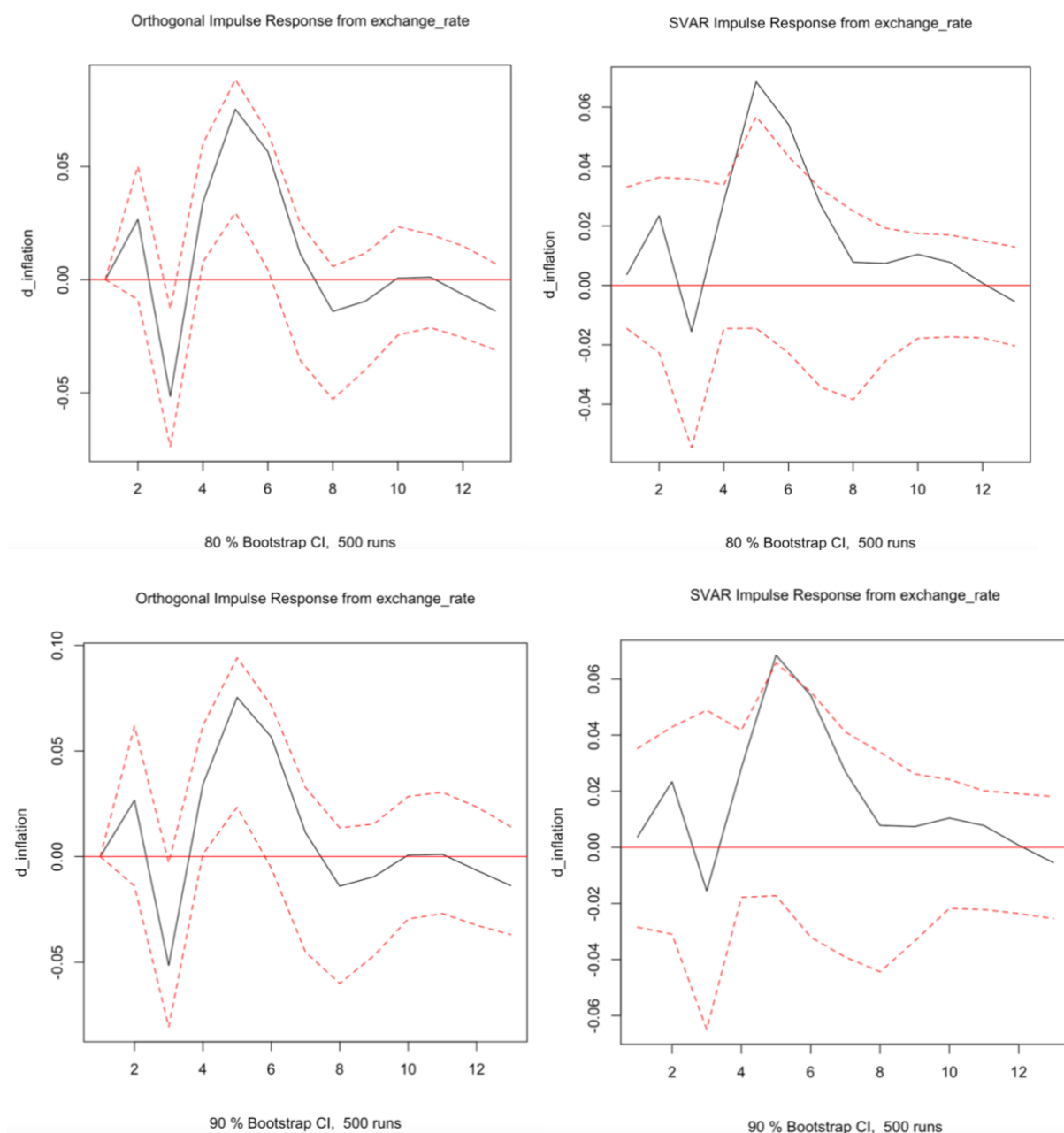


Рисунок 8. Функции отклика 5-ти факторной VAR модели. Результат отклика динамики инфляции на шок курса рубля.

На рисунке 5 можно наблюдать, во-первых, тенденцию к затуханию отклика инфляции к шоку курса рубля, что закономерно. Во-вторых, следует отметить, что на третий месяц наблюдается значимая отрицательная реакция динамики инфляции на шок курса рубля (рубль подешевел на единицу, что привело к снижению динамики инфляции на 0,05 п.п.), а, в-третьих, стоит отметить значимый рост динамики инфляции вследствие шока курса рубля в период с 4 по 6 месяцы после шока. При этом абсолютное значение в эти месяцы увеличения инфляции составляет примерно 0.075 п.п. на каждую единицу ослабления рубля. Результат откликов по SVAR модели оказался статистически незначим.

Результаты построенной VAR модели представлены в приложении 4, приложение 5 содержит доказательства её стабильности. Тестирование автокорреляции представлено в приложении 6, гипотеза о её наличии отвергается несколькими тестами.

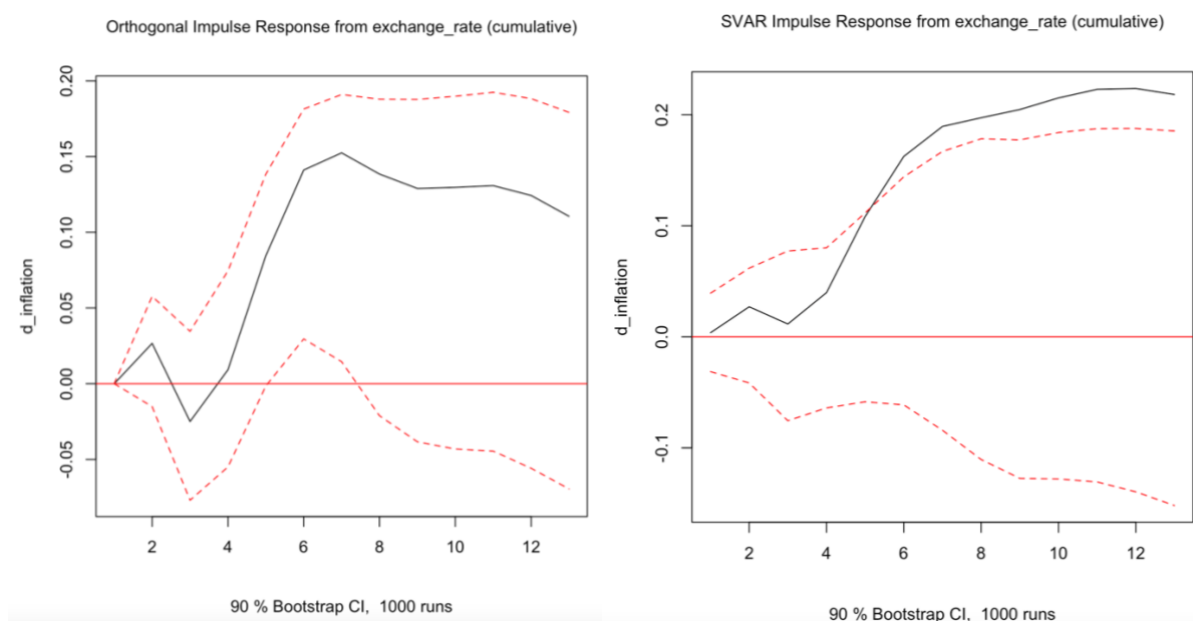


Рисунок 8. Иллюстрация кумулятивной функции отклика инфляции на шок курса рубля.

Анализ показывает, что после 5 месяца наблюдается кумулятивный статистически значимый эффект. В пользу этого выступает результат, полученный за счёт кумулятивной функции отклика, построенной на основе VAR модели. К 6 месяцу значение составляет порядка 0.14 процентных пункта роста инфляции на 1 просевших рубль.

### 3) Продвинутая модель (LR)

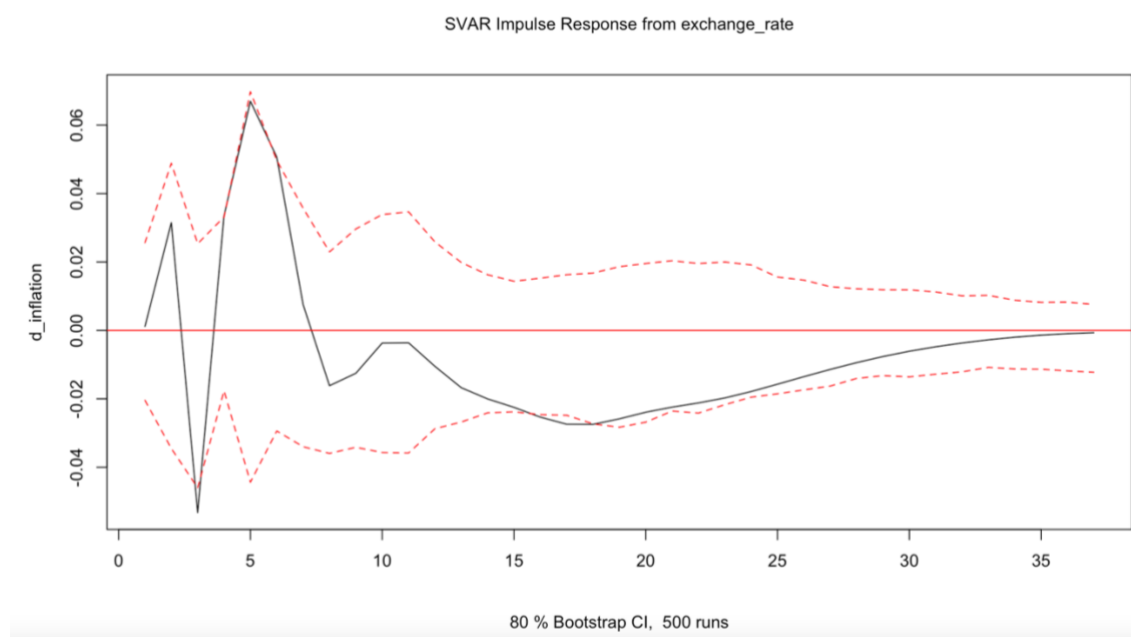
Для долгосрочного периода стоит несколько изменить матричные ограничения.

$$\begin{pmatrix} u_{\Delta oil} \\ u_{\Delta inflation} \\ u_{exchange\ rate} \\ u_{miacr} \\ u_{\Delta index\ gdp} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{12} & b_{22} & b_{23} & b_{24} & b_{25} \\ c_{31} & 0 & c_{33} & c_{34} & c_{35} \\ 0 & d_{42} & 0 & d_{44} & d_{45} \\ 0 & 0 & 0 & e_{54} & e_{55} \end{pmatrix} * \begin{pmatrix} e_{\Delta oil} \\ e_{\Delta inflation} \\ e_{exchange\ rate} \\ e_{miacr} \\ e_{\Delta index\ gdp} \end{pmatrix}$$

- 1) Шоки процентной ставки зависят от её собственных шоков, от шоков инфляции, так как ЦБ использует ставку как основной инструмент экономической политики, направленной на таргетирование инфляции. Также, шоки ставки процента зависят от шоков ВВП согласно модели большой открытой экономики (БОЭ). Динамика валюты в долгосрочной перспективе не оказывает существенного воздействия из-за нейтральности денег в LR.

- 2) Шоки инфляции зависят от шоков всех переменных, поскольку жёсткость цен наблюдается только в краткосрочном периоде, тогда как в долгосрочном периоде наблюдается гибкость цен.
- 3) Шоки ВВП зависят от шоков ВВП и процентной ставки, а от остальных переменных не должно наблюдаться значительного воздействия, так как деньги нейтральны в долгосрочной перспективе.
- 4) Шоки цен на нефть зависят только от себя (как и в краткосрочном периоде).
- 5) Шоки курса рубля зависят от шоков его самого, а также от шоков цен на нефть, процентной ставки (модель БОЭ) и шоков ВВП.

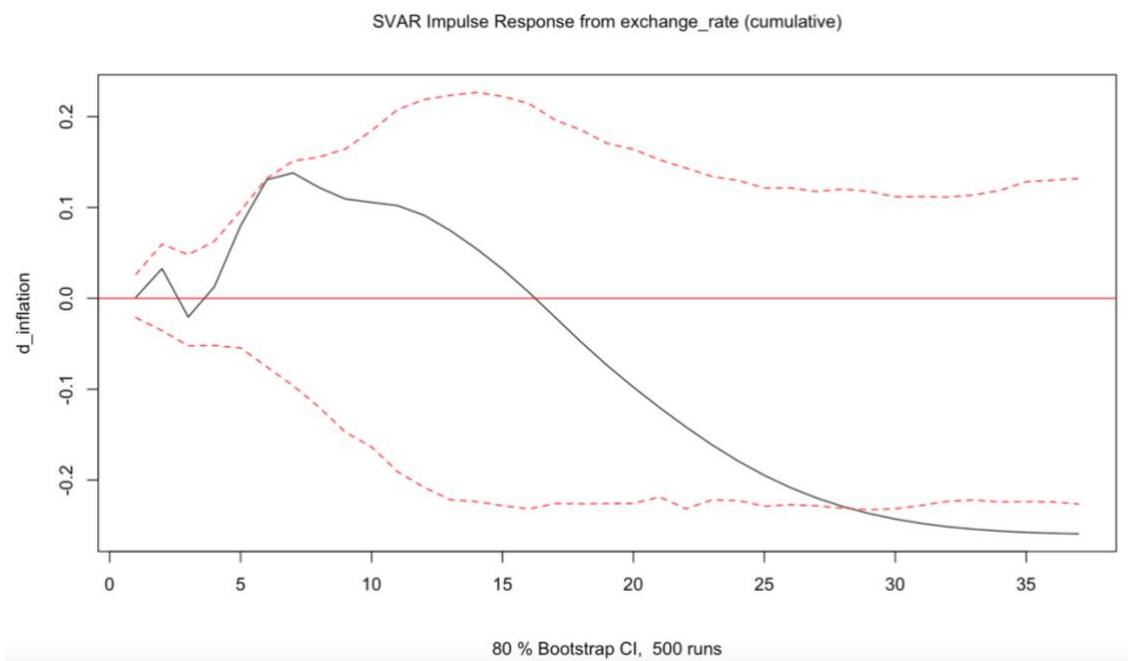
Данная SVAR модель позволяет оценить функции импульсного отклика и кумулятивные функции импульсного отклика корректно в долгосрочной перспективе. Нас интересует отклики инфляции на шок курса рубля.



*Рисунок 9. Функция импульсного отклика инфляции на шок курса рубля в долгосрочной перспективе. По оси абсцисс находятся месяца после шока курса рубля.*

Результаты показывают, что при 80% уровне доверия отклики оказываются незначимыми<sup>14</sup>. К третьему году наблюдается полное затухание ответа инфляции на шок курса рубля.

<sup>14</sup> А значит и при более высоком уровне доверия результат окажется незначимо отличным от нуля.



*Рисунок 10. Функция кумулятивного импульсного отклика инфляции на шок курса рубля в долгосрочной перспективе. По оси абсцисс находятся месяца после шока курса рубля.*

Кумулятивный отклик в долгосрочной перспективе оказывается незначимо отрицательным и составляет примерно -0.28 п.п. изменения инфляции при шока (ослаблении) курса рубля на 1 единицу.

## **Выводы**

Результаты проделанной работы показывают, что в краткосрочной перспективе наблюдается эффект переноса шока валютного курса рубля на динамику инфляции. Значимое влияние было получено на горизонте 4 – 6 месяцев после шока валютного курса. В пользу этого выступали простая и кумулятивная функции импульсного отклика, построенные на основе VAR модели. Кумулятивный эффект к шестому месяцу показывает, что эффект переноса составляет 0,135 процентных пункта роста инфляции при ослаблении среднего арифметического по доллару и евро курса рубля на одну единицу<sup>15</sup>. Полученная оценка похожа на оценку, полученную [Сосунов К. А., Шмыкова С. В., 2005], которая оценивает эффект переноса в 26 п.п. (то есть при росте номинального обменного курса на 1% наблюдается рост ИПЦ на 0,26 п.п.). Это можно объяснить тем, что среднее арифметическое курса доллара и евро меньше сотни соответственно нашу оценку 0,135 надо несколько скорректировать вверх и она приблизится к ЭФ в 26%. Самая близкая оценка к нашей была получена в работе [Катаранова М., 2010] и составляет 12%. Эта оценка

<sup>15</sup> Например, если рубль просел с 80 до 81 за (доллар + евро)/2

была получена в 2010 году, что позднее 2005, это ближе к настоящему моменту, поэтому и более похожая величина получается логичнее. Важно ещё раз отметить, что для получения полноценного ЭП на горизонте 4 – 6 месяцев надо 0,135 п.п. скорректировать вверх примерно на 1,25 и получить примерно 0,1688 п.п.

Тем не менее, стоит отметить, что в долгосрочной перспективе ЭП становится незначимо отрицательным, несколько превышающим по абсолютному значению 28%. Более того, нельзя не отметить тот факт, что и в краткосрочном, и в долгосрочном периоде простая и кумулятивная функция отклика, построенная на основе SVAR модели показывают незначимый результат.

## Литература

Бадасен П. В., Картаев Ф. С., Хазанов А. А. Эконометрическая оценка влияния валютного курса рубля на динамику выпуска //Деньги и кредит. – 2015. – №. 7. – С. 41-49.

Борzych О. А. Канал банковского кредитования в России: оценка с помощью TVP-FAVAR модели //Прикладная эконометрика. – 2016. – №. 3 (43).

Добрынская В. В. Эффект переноса и монетарная политика в России: что изменилось после кризиса 1998 г.? //Экономический журнал Высшей школы экономики. – 2007. – Т. 11. – №. 2.

Картаев Ф. С., Якимова Ю. И. Влияние инфляционного таргетирования на эффект переноса валютного курса //Вопросы экономики. – 2018. – №. 11. – С. 70-84.

Катаранова М. и др. Связь между обменным курсом и инфляцией в России //Вопросы экономики. – 2010. – Т. 1. – С. 44-62.

Пономарев Ю., Трунин П., Улюкаев А. Эффект переноса динамики обменного курса на цены в России //Вопросы экономики. – 2014. – Т. 3. – С. 21-35.

Сосунов К. А., Шмыкова С. В. Влияние валютного курса на потребительские цены в России //Экономический журнал Высшей школы экономики. – 2005. – Т. 9. – №. 1.

Campa J. M., Goldberg L. S. Exchange rate pass-through into import prices //Review of Economics and Statistics. – 2005. – Т. 87. – №. 4. – С. 679-690.



## Приложение 1. Результаты VAR модели с первой разностью инфляции, курсом валюты и первой разностью выпуска.

### VAR Estimation Results:

```
=====
Endogenous variables: d_inflation, exchange_rate, d_gdp
Deterministic variables: const
Sample size: 54
Log Likelihood: -45.377
Roots of the characteristic polynomial:
0.9629 0.9629 0.4942 0.4942 0.3002 0.3002
Call:
VAR(y = df_3, p = 2, type = "const")
```

### Estimation results for equation d\_inflation:

```
=====
d_inflation = d_inflation.l1 + exchange_rate.l1 + d_gdp.l1
+ d_inflation.l2 + exchange_rate.l2 + d_gdp.l2 + const
```

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
d_inflation.l1	0.561928	0.150098	3.744	0.000494 ***
exchange_rate.l1	0.028362	0.017266	1.643	0.107126
d_gdp.l1	0.126473	0.209765	0.603	0.549455
d_inflation.l2	-0.171918	0.117545	-1.463	0.150238
exchange_rate.l2	-0.009512	0.014655	-0.649	0.519453
d_gdp.l2	-0.090907	0.214721	-0.423	0.673954
const	-1.324834	0.709113	-1.868	0.067961 .

```
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Residual standard error: 0.2449 on 47 degrees of freedom  
Multiple R-Squared: 0.4334, Adjusted R-squared: 0.361  
F-statistic: 5.991 on 6 and 47 DF, p-value: 0.000104

### Estimation results for equation exchange\_rate:

```
=====
exchange_rate = d_inflation.l1 + exchange_rate.l1 + d_gdp.l1
+ d_inflation.l2 + exchange_rate.l2 + d_gdp.l2 + const
```

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
d_inflation.l1	3.3065	1.3210	2.503	0.0158 *
exchange_rate.l1	1.0100	0.1520	6.647	2.81e-08 ***
d_gdp.l1	-0.4415	1.8461	-0.239	0.8120
d_inflation.l2	-1.4940	1.0345	-1.444	0.1553
exchange_rate.l2	-0.2331	0.1290	-1.807	0.0771 .
d_gdp.l2	-0.4737	1.8897	-0.251	0.8031
const	15.6042	6.2408	2.500	0.0160 *

```
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Residual standard error: 2.155 on 47 degrees of freedom  
Multiple R-Squared: 0.8482, Adjusted R-squared: 0.8288

F-statistic: 43.75 on 6 and 47 DF, p-value: < 2.2e-16

### Estimation results for equation d\_gdp:

```
=====
d_gdp = d_inflation.l1 + exchange_rate.l1 + d_gdp.l1 + d_inflation.l2
+ exchange_rate.l2 + d_gdp.l2 + const
```

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
d_inflation.l1	0.008898	0.049100	0.181	0.8570
exchange_rate.l1	-0.038596	0.005648	-6.834	1.46e-08 ***
d_gdp.l1	1.701087	0.068618	24.791	< 2e-16 ***
d_inflation.l2	0.164421	0.038451	4.276	9.24e-05 ***
exchange_rate.l2	0.031953	0.004794	6.665	2.63e-08 ***
d_gdp.l2	-0.750273	0.070239	-10.682	3.65e-14 ***
const	0.472766	0.231963	2.038	0.0472 *

```
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Residual standard error: 0.08011 on 47 degrees of freedom  
Multiple R-Squared: 0.9933, Adjusted R-squared: 0.9925

F-statistic: 1166 on 6 and 47 DF, p-value: < 2.2e-16

### Covariance matrix of residuals:

	d_inflation	exchange_rate	d_gdp
d_inflation	0.0599720	0.14001	0.0005816
exchange_rate	0.1400139	4.64513	-0.0194944
d_gdp	0.0005816	-0.01949	0.0064174

### Correlation matrix of residuals:

	d_inflation	exchange_rate	d_gdp
d_inflation	1.00000	0.2653	0.02965
exchange_rate	0.26528	1.0000	-0.11291
d_gdp	0.02965	-0.1129	1.00000

## Приложение 2. Проверка стабильности VAR модели с первой разностью инфляции, курсом валюты и первой разностью выпуска (Вычисление корней характеристического уравнения).

0.9629186, 0.9629186, 0.4942142, 0.4942142, 0.3002132, 0.3002132

Все они меньше единицы, что говорит о том, что модель стабильна.

**Приложение 3.** Тестирование наличия автокорреляции в VAR модели с первой разностью инфляции, курсом валюты и первой разностью выпуска (Вычисление корней характеристического уравнения).

Тест Портманто (Portmanteau) в двух вариантах (скорректированный и асимптотический) отвергли гипотезу о наличии автокорреляции (соответствующие р значения 0.8702 и 0.9932), также в пользу этой гипотезы склонился F тест Эдгертона Шукура (Edgerton-Shukur) с р значением 0.1546.

**Приложение 4.** Результаты расширенной VAR модели.

```

VAR Estimation Results:
=====
Endogenous variables: d_oil, d_inflation, exchange_rate, MIACR, d_gdp
Deterministic variables: const
Sample size: 53
Log Likelihood: -139.234
Roots of the characteristic polynomial:
0.9536 0.9536 0.9132 0.9132 0.7995 0.7995 0.7295 0.7295 0.4863 0.4403 0.4403 0.4165 0.4165 0.3895 0.2911
Call:
VAR(y = df_2, p = 3, type = "const")

Residual standard error: 7.198 on 37 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.8636, Adjusted R-squared: 0.8083
F-statistic: 15.62 on 15 and 37 DF, p-value: 1.202e-11

Estimation results for equation d_oil:
=====
d_oil = d_oil.l1 + d_inflation.l1 + exchange_rate.l1 + MIACR.l1 + d_gdp.l1 + d_oil.l2 + d_inflation.l2 + exchange_rate.l2 + MIACR.l2 + d_gdp.l2 + d_oil.l3 + d_inflation.l3 + exchange_rate.l3 + MIACR.l3 + d_gdp.l3 + const

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
d_oil.l1 1.26401 0.20486 6.170 3.69e-07 ***
d_inflation.l1 7.74534 5.42936 1.427 0.162
exchange_rate.l1 -0.27285 0.66737 -0.409 0.685
MIACR.l1 -4.95422 6.27187 -0.790 0.435
d_gdp.l1 -5.71938 15.82325 -0.361 0.720
d_oil.l2 -0.31453 0.30318 -1.037 0.306
d_inflation.l2 6.73458 5.91408 1.139 0.262
exchange_rate.l2 0.72268 1.01249 0.714 0.480
MIACR.l2 4.86115 7.83495 0.620 0.539
d_gdp.l2 8.76825 26.76654 0.328 0.745
d_oil.l3 -0.25411 0.22169 -1.146 0.259
d_inflation.l3 -4.08985 4.61567 -0.886 0.381
exchange_rate.l3 -0.75606 0.74683 -1.012 0.318
MIACR.l3 1.68728 7.05963 0.239 0.812
d_gdp.l3 -0.04033 14.11150 -0.003 0.998
const 7.04126 43.54692 0.162 0.872
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 7.198 on 37 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.8636, Adjusted R-squared: 0.8083
F-statistic: 15.62 on 15 and 37 DF, p-value: 1.202e-11

Estimation results for equation d_inflation:
=====
d_inflation = d_oil.l1 + d_inflation.l1 + exchange_rate.l1 + MIACR.l1 + d_gdp.l1 + d_oil.l2 + d_inflation.l2 + exchange_rate.l2 + MIACR.l2 + d_gdp.l2 + d_oil.l3 + d_inflation.l3 + exchange_rate.l3 + MIACR.l3 + d_gdp.l3 + const

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
d_oil.l1 -0.0054529 0.0050534 -1.079 0.28755
d_inflation.l1 0.2401673 0.1339330 1.793 0.08112 .
exchange_rate.l1 0.0135935 0.0164628 0.826 0.41426
MIACR.l1 -0.0336385 0.1547161 -0.217 0.82907
d_gdp.l1 0.4001396 0.3903322 1.025 0.31196
d_oil.l2 0.0006131 0.0074789 0.082 0.93510
d_inflation.l2 0.0095355 0.1458901 0.065 0.94824
exchange_rate.l2 -0.0285030 0.0249764 -1.141 0.26112
MIACR.l2 -0.1951366 0.1932747 -1.010 0.31923
d_gdp.l2 -0.9207850 0.6602842 -1.395 0.17148
d_oil.l3 0.0190011 0.0054687 3.474 0.00132 **
d_inflation.l3 -0.0297215 0.1138606 -0.261 0.79551
exchange_rate.l3 0.0502560 0.0184229 2.728 0.00969 **
MIACR.l3 0.1919451 0.1741488 1.102 0.27750
d_gdp.l3 0.4606725 0.3481063 1.323 0.19383
const -2.1759680 1.0742270 -2.026 0.05006 .
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.1776 on 37 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.7654, Adjusted R-squared: 0.6703
F-statistic: 8.048 on 15 and 37 DF, p-value: 1.31e-07

```

Estimation results for equation exchange\_rate:

exchange\_rate = d\_oil.l1 + d\_inflation.l1 + exchange\_rate.l1 + MIACR.l1 + d\_gdp.l1 + d\_oil.l2 + d\_inflation.l2 + exchange\_rate.l2 + MIACR.l2 + d\_gdp.l2 + d\_oil.l3 + d\_inflation.l3 + exchange\_rate.l3 + MIACR.l3 + d\_gdp.l3 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
d_oil.l1	-0.002871	0.054089	-0.053	0.957959
d_inflation.l1	2.022218	1.433540	1.411	0.166702
exchange_rate.l1	0.760299	0.176209	4.315	0.000114 ***
MIACR.l1	0.725491	1.655990	0.438	0.663860
d_gdp.l1	-1.699788	4.177887	-0.407	0.686460
d_oil.l2	-0.064741	0.080050	-0.809	0.423826
d_inflation.l2	-2.651731	1.561522	-1.698	0.097872 .
exchange_rate.l2	-0.465596	0.267333	-1.742	0.089882 .
MIACR.l2	-1.073377	2.068699	-0.519	0.606944
d_gdp.l2	5.392053	7.067295	0.763	0.450325
d_oil.l3	0.085669	0.058534	1.464	0.151754
d_inflation.l3	1.637486	1.218697	1.344	0.187249
exchange_rate.l3	0.372155	0.197188	1.887	0.066982 .
MIACR.l3	-0.758480	1.863987	-0.407	0.686416
d_gdp.l3	-5.455502	3.725926	-1.464	0.151585
const	32.401900	11.497897	2.818	0.007711 **

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 1.9 on 37 degrees of freedom  
Multiple R-Squared: 0.9065, Adjusted R-squared: 0.8686  
F-statistic: 23.92 on 15 and 37 DF, p-value: 1.487e-14

Estimation results for equation MIACR:

MIACR = d\_oil.l1 + d\_inflation.l1 + exchange\_rate.l1 + MIACR.l1 + d\_gdp.l1 + d\_oil.l2 + d\_inflation.l2 + exchange\_rate.l2 + MIACR.l2 + d\_gdp.l2 + d\_oil.l3 + d\_inflation.l3 + exchange\_rate.l3 + MIACR.l3 + d\_gdp.l3 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
d_oil.l1	5.494e-03	4.860e-03	1.130	0.265566
d_inflation.l1	-5.806e-02	1.288e-01	-0.451	0.654796
exchange_rate.l1	5.581e-02	1.583e-02	3.525	0.001147 **
MIACR.l1	7.976e-01	1.488e-01	5.361	4.6e-06 ***
d_gdp.l1	-6.345e-01	3.754e-01	-1.690	0.099393 .
d_oil.l2	-6.243e-05	7.192e-03	-0.009	0.993121
d_inflation.l2	-3.871e-02	1.403e-01	-0.276	0.784156
exchange_rate.l2	-5.470e-02	2.402e-02	-2.278	0.028623 *
MIACR.l2	2.780e-02	1.859e-01	0.150	0.881910
d_gdp.l2	1.365e+00	6.350e-01	2.150	0.038165 *
d_oil.l3	5.229e-03	5.259e-03	0.994	0.326547
d_inflation.l3	6.222e-02	1.095e-01	0.568	0.573297
exchange_rate.l3	5.058e-02	1.772e-02	2.855	0.007017 **
MIACR.l3	2.110e-01	1.675e-01	1.260	0.215648
d_gdp.l3	-6.398e-01	3.348e-01	-1.911	0.063742 .
const	-3.999e+00	1.033e+00	-3.871	0.000426 ***

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.1707 on 37 degrees of freedom  
Multiple R-Squared: 0.9932, Adjusted R-squared: 0.9904  
F-statistic: 358.1 on 15 and 37 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation d\_gdp:

d\_gdp = d\_oil.l1 + d\_inflation.l1 + exchange\_rate.l1 + MIACR.l1 + d\_gdp.l1 + d\_oil.l2 + d\_inflation.l2 + exchange\_rate.l2 + MIACR.l2 + d\_gdp.l2 + d\_oil.l3 + d\_inflation.l3 + exchange\_rate.l3 + MIACR.l3 + d\_gdp.l3 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
d_oil.l1	0.002578	0.002463	1.047	0.301879
d_inflation.l1	0.023661	0.065269	0.363	0.719033
exchange_rate.l1	-0.034187	0.008023	-4.261	0.000134 ***
MIACR.l1	-0.086256	0.075397	-1.144	0.259961
d_gdp.l1	1.555165	0.190219	8.176	8.19e-10 ***
d_oil.l2	-0.003063	0.003645	-0.841	0.406015
d_inflation.l2	0.151156	0.071096	2.126	0.040232 *
exchange_rate.l2	0.026760	0.012172	2.199	0.034240 *
MIACR.l2	0.090955	0.094188	0.966	0.340475
d_gdp.l2	-0.518124	0.321773	-1.610	0.115850
d_oil.l3	0.002283	0.002665	0.857	0.397153
d_inflation.l3	0.019250	0.055487	0.347	0.730609
exchange_rate.l3	0.004004	0.008978	0.446	0.658194
MIACR.l3	0.002647	0.084867	0.031	0.975281
d_gdp.l3	-0.093494	0.169641	-0.551	0.584857
const	0.185230	0.523497	0.354	0.725473

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

## Приложение 5. Тестирование стабильности расширенной VAR модели.

0.9536414, 0.9536414, 0.9132499, 0.9132499, 0.7995320, 0.7995320, 0.7295045, 0.7295045, 0.4863291, 0.4403280, 0.4403280, 0.4165495, 0.4165495, 0.3895061, 0.2910832

Поскольку все корни характеристического уравнения меньше единицы, то мы можем сделать вывод о стабильности построенной модели.

## **Приложение 6.** Тестирование автокорреляции в расширенной VAR модели.

Тест Портманто (Portmanteau) в двух вариантах (скорректированный и асимптотический) отвергли гипотезу о наличии автокорреляции (соответствующие р значения 0.1415 и 0.9045), также в пользу этой гипотезы склонился F тест Эдгертона Шукура (Edgerton-Shukur) с р значением 0.3345.

## **Приложение 7.**

Critical values for test statistics:

1pct 5pct 10pct

tau1 -2.6 -1.95 -1.61

Первая разность инфляции:

Value of test-statistic is: -4.2119

MIACR:

Value of test-statistic is: -2.9293

Первая разность цены на нефть:

Value of test-statistic is: -2.6048

Валютный курс:

Value of test-statistic is: -2.2004 2.7707 3.9877

critical values for test statistics:

1pct 5pct 10pct

tau3 -4.04 -3.45 -3.15

phi2 6.50 4.88 4.16

phi3 8.73 6.49 5.47

первая разность ВВП:

при тестировании на стационарность использую ADF тест в Python добавляя константу, тренд и квадратичную составляющую р значение составило 0.026, что говорит о стационарности исследуемого ряда.