



# Lomonosov Moscow State University

Moscow, Russian Federation  
<http://www.econ.msu.ru>

Preprint series of the economic department

## Эконометрическая оценка влияния валютного курса рубля на динамику выпуска (The Econometric Estimation of the Effect of Ruble Exchange Rate Dynamics on Economic Activity)

П.В. Бадасен<sup>1</sup>, Ф.С. Картаев<sup>2</sup>, А.А. Хазанов<sup>3</sup>

### О статье

**Ключевые слова:** валютный курс, выпуск, SVAR модели  
**Keywords:** exchange rate, output, SVAR models

**JEL:** C32, E52

### Аннотация

В статье исследуется влияние динамики валютного курса рубля на экономическую активность в России. Анализируется динамика как совокупного производства, так и отдельных отраслей российской экономики. Для получения оценок используется методология SVAR-X и максимально свежие данные по российской экономике. Показано, что ослабление национальной валюты положительно влияет на экспортно-ориентированные отрасли, а также на отрасли, одновременно ориентированные как на внутреннее потребление, так и на экспорт, и на отрасли с низкой долей импорта в затратах. Отрицательное влияние выявлено только для строительной отрасли. На производство в остальных отраслях в отдельности, а также на индексы базовых отраслей и промышленного производства ослабление рубля значимого влияния не оказывает.

<sup>1</sup> Бадасен Полина Васильевна, советник экономический, Департамент денежно-кредитной политики Банка России; тел. +7(495)771-99-99 (152-47); e-mail: badasenpv@cbr.ru

<sup>2</sup> Картаев Филипп Сергеевич, канд. экон. наук, доцент кафедры математических методов анализа экономики экономического факультета МГУ имени М.В. Ломоносова; тел.: +7(495)939-30-01; e-mail: kartaev@gmail.com

<sup>3</sup> Хазанов Алексей Аркадьевич, экономист, Департамент денежно-кредитной политики Банка России, ЛИСОМО РЭШ, аспирант экономического факультета МГУ им. М.В. Ломоносова; тел. +7(495)771-99-99 (271-64); e-mail: khazanovaa@cbr.ru

In this paper we analyze the effect of ruble exchange rate dynamics on economic activity in Russia. We consider the dynamics of both total production and the distinct industries' output. We apply the SVAR-X approach and analyze the most recent Russian data. We show that the devaluation of Russian currency has positive impact on export-oriented industries, on industries, oriented both on exports and internal demand, and on industries with low share of imports in costs. The negative impact is observed only in the construction industry. The ruble devaluation has no significant impact on the economic activity indicators in other industries including the key industries and the industrial production index.

## Введение

С начала 2014 года на обменный курс рубля оказывают влияние в основном негативные факторы, действующие на него в сторону снижения. В начале 2014 года ослабление рубля, так же как и ослабление валют других развивающихся стран, происходило в условиях сворачивания ФРС США программы количественного смягчения. В марте 2014 года в результате разворачивания геополитического конфликта произошла масштабная переоценка рисков инвесторами, что спровоцировало существенный отток капитала с внутреннего финансового рынка в I квартале 2014 года. Во второй половине года понижательное давление на обменный курс рубля вновь усилилось под воздействием введенных против России санкций со стороны ЕС и США, которые привели к практически полному закрытию внешних рынков для российских инвесторов при необходимости погашения внешнего долга. С четвертого квартала 2014 года к негативным факторам добавилось еще существенное падение цен на нефть. В совокупности к концу ноября обменный курс рубля снизился более чем на 16% по сравнению с декабрем 2013 года.

Следует отметить, что за последние 20 лет российская экономика впервые переживает столь длительное и столь существенное обесценение рубля. Падение рубля сейчас более существенно, чем в разгар мирового финансового кризиса 2008 года. В этой связи актуальной задачей становится оценка влияния динамики валютного курса на основные макроэкономические показатели. В этой статье мы фокусируем внимание на одном из важнейших элементов этого анализа — оценке влияния валютного курса на экономическую активность, то есть на выпуск в экономике.

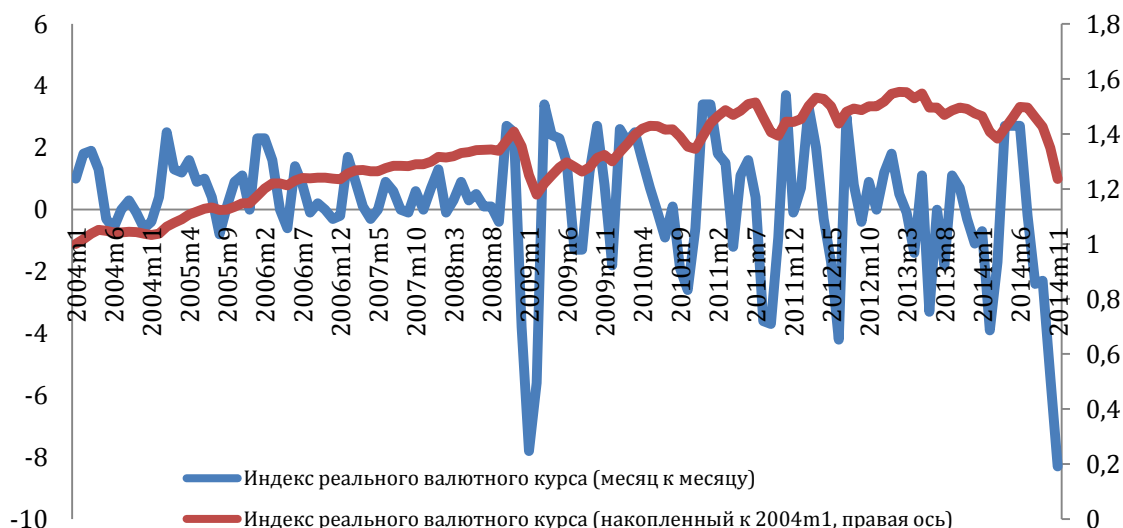


Рис. 1. Реальный эффективный валютный курс

## Обзор подходов к моделированию взаимосвязи валютного курса и выпуска

Общепринятая точка зрения состоит в том, что обесценение национальной валюты приводит к ускорению инфляции в результате воздействия эффекта переноса импортных цен на внутренние цены. Впервые теоретическое объяснение этого эффекта было предложено Дорнбушем [Dornbush, 1976], современный подход к объяснению эффекта переноса представлен в работе [Gopinath et al. 2008], а эмпирическая верификация для России осуществлена в статье [Сосунов, Шмыков, 2005]. Эффект переноса возникает из-за того, что растут те издержки отечественных фирм, которые номинированы в иностранной валюте, а также в результате стратегического взаимодействия между национальными производителями и иностранными фирмами, продукция которых становится дороже из-за укрепления иностранной валюты относительно отечественной.

В то же время вопрос о направлении влияния ослабления валютного курса на динамику реального выпуска вызывает гораздо больше споров. С одной стороны, принято считать, что реальное ослабление валюты приводит к увеличению стоимости импортируемых товаров относительно товаров, производимых внутри страны, что, в свою очередь, вызывает импортозамещение и рост отечественного выпуска. С другой стороны, целый ряд факторов может снижать позитивный эффект обесценения национальной валюты и, в крайних случаях, приводить к тому, что девальвация будет вызывать не рост, а падение национального выпуска.

Во-первых, на эффекте от девальвации может сказываться высокая доля затрат на импортируемую промежуточную продукцию в издержках отечественных производителей. Как показано у Гилфасона и Шмидта [Gylfason, Schmidt, 1989], если большую долю в структуре затрат отечественных производителей составляют расходы на импортируемое сырье и материалы, то ослабление валютного курса приводит к существенному росту предельных издержек фирм, что, в свою очередь, вызывает падение предложения и, следовательно, сокращение равновесного выпуска. Также выпуск будет падать, если технология производства отечественных фирм такова, что эластичность замещения иностранных промежуточных продуктов отечественными является низкой.

Во-вторых, эффект от ослабления национальной валюты может снижаться в случае высокой чувствительности инвестиционного спроса к валютному курсу. В соответствии с моделью заимствования технологий [Rebelo et al. 1994], обесценение национальной валюты приводит к тому, что заимствование иностранных технологий становится более дорогим. Из-за этого фирмы снижают соответствующий вид инвестиций, что негативно сказывается на совокупном выпуске. Особенно этот эффект важен для развивающихся экономик, в которых импорт технологий играет важную роль.

В-третьих, существенным фактором, определяющим силу воздействия изменения валютного курса на выпуск, является объём внешнего долга частного сектора. В работе Агийона [Aghion, 2000] показано, что в условиях высокого объёма задолженности в иностранной валюте ее девальвация приводит к тому, что частному сектору становится сложно обслуживать долг из-за резкого роста его величины (в единицах национальной валюты). Это может приводить к падению совокупного спроса и, следовательно, равновесного выпуска. Аналогичный эффект продемонстрирован в работе Гатти, Гадегатти, Гринвальда и Стиглица [Gatti et al. 2007]. В статье рассматривается модель открытой экономики, развивающая идеи модели Гринвальда — Стиглица [Greenwald, Stiglitz, 1993]. Низкий валютный курс делает займы в иностранной валюте дорогими, а риск не вернуть долг высоким, что снижает

ожидаемую прибыль и, следовательно, побуждает фирмы меньше заимствовать и, в результате, меньше производить.

Наконец, в-четвертых, как показано в работе [Кадочников, Синельников-Мурылев и Четвериков, 2003], успешность импортозамещения, которое является источником позитивного эффекта от ослабления национальной валюты, зависит от структуры предпочтений отечественных потребителей относительно товаров, производимых внутри страны и за рубежом. Если эти товары являются главным образом заменителями, то при обесценении отечественной валюты будет преобладать эффект замещения относительно подорожавших иностранных товаров относительно подешевевшими отечественными, что приведет к росту отечественного выпуска. Однако если отечественные и зарубежные товары являются скорее компонентами, то при девальвации будет преобладать эффект дохода, и в результате спрос на отечественную продукцию будет падать.

Суммируя сказанное выше, можно сделать вывод о том, что направление взаимосвязи между валютным курсом и выпуском в зависимости от того, какой из эффектов от ослабления национальной валюты преобладает, может существенно различаться в разных странах, а также в одной стране в разные периоды времени. Поэтому эмпирический анализ воздействия реального валютного курса рубля на динамику российского ВВП, которому посвящена следующая часть нашей работы, является важной задачей.

Оценка этого воздействия на российских данных неоднократно осуществлялась ранее. Первой работой, посвященной этой теме, была работа Дынниковой [Дынникова, 2000]. Исследование проводилось на основе помесечных российских данных за период с 1993 по 1997 годы. Учитывались эффекты изменений объема реальной денежной массы и реальных цен на топливо и электричество. Оценки автора показывают, что на протяжении рассматриваемого периода реальное укрепление рубля сочеталось с существенным ростом совокупного предложения, предположительно благодаря сильному снижению цен импортных промежуточных товаров. В результате суммарное краткосрочное влияние реального ослабления рубля на выпуск оказалось отрицательным.

Авторы остальных исследований по взаимосвязи между курсом рубля и российским выпуском делают вывод о том, что ослабление национальной валюты позитивно влияет на выпуск.

В работе Конторовича [Конторович, 2001] оценивается взаимосвязь реального валютного курса рубля и динамики промышленного производства за длинный период с 1992 по 2000 годы. В качестве контрольной переменной используется индекс цен на нефть. Автору удалось выявить наличие коинтеграции между реальным курсом и индексом интенсивности промышленного производства, что позволило не переходить к стационарным разностям. Эконометрические расчеты автора статьи показывают, что эластичность индекса промышленного производства по реальному девизному курсу рубля отрицательна. Увеличение реального курса на 1% с лагом в несколько месяцев сопровождается сокращением промышленного производства примерно на 0,2%.

Еще одна работа, в которой делается вывод о позитивном влиянии ослабления национальной валюты на выпуск, — это работа Дубовского [Дубовский, 2002]. К сожалению, трудно согласиться с методологией используемой автором: регрессия строится на нестационарных рядах, которые не являются коинтегрированными.

В уже упоминавшейся работе [Кадочников, Синельников-Мурылев и Четвериков, 2003] показано, что ослабление национальной валюты приводит к импортозамещению, стимулирующему выпуск: укрепление реального курса на 1% приводит к замещению

отечественных товаров импортными на 0,77% в среднем по экономике. К аналогичному выводу в своей работе приходит Кудрин [Кудрин, 2006].

Наконец, в работе Картаева [Картаев, 2009] на основе данных, охватывающих период между кризисами 1998 и 2008-2009 годов, делается вывод о том, что уменьшение курса национальной валюты оказывает стимулирующее воздействие на реальный ВВП России. Ослабление курса рубля на 1% увеличивает реальный ВВП при прочих равных условиях на 0,66%. Кроме того, Картаев исследовал воздействие изменения валютного курса на отдельные отрасли экономики России. Автору не удалось выявить значимой зависимости между реальным валютным курсом рубля и производством добывающей промышленности. Это является косвенным аргументом в пользу того, что укрепление рубля не оказывает сильного негативного воздействия на российских экспортеров. В то же время, уменьшение курса национальной валюты оказывает стимулирующее воздействие на выпуск продукции отечественной обрабатывающей промышленности.

Выводы, полученные Картаевым, совпадают с выводами [Вдовиченко, Дынникова и Субботин, 2003], которые на основе данных за 1995–2003 годы также исследовали влияние курса рубля на динамику производства в различных отраслях российской промышленности. Расчеты авторов показывают, что по реакции выпуска на изменения реального обменного курса отрасли промышленности могут быть разделены на 3 группы: проигрывающие при укреплении реального обменного курса (топливная, лесная и целлюлозно-бумажная, химическая и нефтехимическая промышленность, цветная металлургия), индифферентные к изменениям курса (пищевая промышленность и машиностроение) и выигрывающие при укреплении курса (легкая промышленность, черная металлургия, промышленность строительных материалов и электроэнергетика).

Таким образом, большинство исследователей, независимо от рассматриваемого промежутка времени или используемых методов, делают вывод о том, что ослабление национальной валюты приводит к увеличению совокупного выпуска. Однако эффект изменения существенно различается для разных секторов российской экономики. Для некоторых отраслей возникает существенное импортозамещение и рост производства. Для других же ослабление валюты не оказывает значимого эффекта или даже влияет негативно.

Все указанные работы использовали эмпирическую стратегию, при которой оценивалось единственное уравнение для выпуска. Следует отметить, что уже в 80-х годах появились модели, которые строго доминируют подобный подход, учитывая корреляцию между различными макроэкономическими переменными и предполагая наличие определенной динамической структуры между ними — векторные авторегрессионные модели VAR (SVAR), описанные в легендарной работе [Sims, 1980]. В современной литературе наиболее распространенными подходами к оценке влияния одних макроэкономических переменных на другие являются построение структурных *ad-hoc* векторных авторегрессионных моделей (SVAR, в том числе байесовских — BVAR, факторных — FAVAR и пр.) и построение моделей общего равновесия (со стохастикой, то есть Dynamic Stochastic General Equilibrium models, DSGE во всем их многообразии). Последние во многих случаях также сводятся к SVAR, но с наложением более сложной структуры, чем та, которой обычно пользуются исследователи при построении *ad-hoc* SVAR (например, у моделей [An and Schorfheide, 2007] и [Christiano et al., 2005] существует SVAR представление). Симс критикует сложно специфицированные макроэкономические модели за их громоздкость и избыточность ограничений, утверждая, что существует более изящный способ изучать макроэкономическую динамику — VAR (SVAR) модели, в которых налагается только ряд «естественных» с точки зрения макроэкономики

ограничений. Как отмечают [Clements M., Mizon G., 1991], моделирование при помощи *ad hoc* VAR моделей является комплементарным к построению структурных макроэкономических моделей, поскольку первые позволяют получить куда больший объем информации о динамике макроэкономических переменных и могут выступать отличными бенчмарк моделями (benchmark models) для проверки справедливости наложенных в макроэкономических моделях ограничений. В нашей работе мы используем *ad-hoc* SVAR-X модель (то есть структурную векторную авторегрессионную модель с включением экзогенной переменной), применяя краткосрочные рекурсивные ограничения для идентификации шоков (как в модели [Kilian, 2009] для нефтяных шоков). Одновременно с этим мы учитываем предостережение [Stock, Watson, 2001] о том, что выводам SVAR моделей следует доверять ровно настолько, насколько мы можем доверять используемой идентификации<sup>4</sup>, и для проверки устойчивости результатов используем различные наборы краткосрочных ограничений.

До нас векторные авторегрессии использовались для оценки взаимосвязи курса и выпуска в России в работе [Трунин, Каменских и Дробышевский, 2008]. В работе используются данные за 2002-2007 гг., в качестве эндогенных переменных используются выпуск, денежное предложение и валютный курс. В качестве экзогенной переменной — цены на нефть. Авторы не получают статистически значимого отклика выпуска на шок реального валютного курса. Они объясняют этот результат недостаточно большой выборкой. Поэтому перспективной идеей является одновременное использование большей выборки за счет включения в нее более свежих данных и применение структурной векторной авторегрессии. Именно такой подход используется в нашей работе.

### **Эконометрическая оценка взаимосвязи валютного курса и динамики российского выпуска**

В данном исследовании оценивается влияние реального эффективного валютного курса на экономическую активность в различных отраслях народного хозяйства. Рассматриваются следующие индексы экономической активности:

1. базовых отраслей,
2. промышленного производства,
3. отраслей, ориентированных на внутреннее потребление и экспорт,
4. отраслей, ориентированных на внутреннее потребление,
5. отраслей с низкой долей затрат в импорте,
6. отраслей с высокой и низкой долей затрат в импорте.

В дополнение рассматриваются индексы экономической активности сельского хозяйства, строительства, грузооборота транспорта, розничной и оптовой торговли. Эти индексы учитывают динамику выпуска всех крупнейших отраслей народного хозяйства, составляющих в совокупности валовый внутренний продукт, и поэтому анализ с их использованием позволит с достаточной уверенностью делать выводы о влиянии динамики валютного курса на российскую экономику в целом.

Для оценки влияния курса на выпуск в качестве основной была использована структурная векторная авторегрессионная модель второго порядка с экзогенными переменными (SVAR-X), идентифицируемая с помощью краткосрочных ограничений.

---

<sup>4</sup> “Structural VARs can capture rich dynamic properties of multiple time series, but their structural implications are only as sound as their identification schemes” [Stock, Watson, 2001]

В качестве эндогенных переменных были использованы индекс реального эффективного валютного курса, реальная процентная ставка, индекс выпуска, инфляция, прирост агрегата М2. Выпуск и инфляция были сглажены фильтром Х-12 для очищения от сезонных факторов. Для проверки устойчивости результатов модель была оценена в разных спецификациях. Три спецификации включали реальную процентную ставку, вычисленную в разных предположениях об инфляционных ожиданиях, в четвертой спецификации использовалась номинальная ставка, в пятой ставка была вообще исключена из модели. Мы использовали данные по индексам экономической активности и по инфляции Федеральной службы государственной статистики, источником остальных рядов была статистика Банка России, все данные были собраны из базы данных CEIC Russia Premium Database. Ряды начинались с января 2005 года (в связи с доступностью данных по кредитным ставкам нефинансовым организациям на сроки свыше 1 года).

Порядок авторегрессии был выбран, исходя из критериев Акаике и Ханнана-Куина (AIC, HQ), так как состоятельный Байесовский критерий (BIC) указывал на модель с автокорреляцией в остатках. Автокорреляция в остатках была проверена при помощи теста множителей Лагранжа, реализованного в Stata на основе метода [Johansen, 1995]. В статических моделях временных рядов автокорреляция в остатках вызвала бы только несостоятельность оценок стандартных отклонений оценок коэффициентов, что можно было бы исправить при помощи HAC (heteroskedasticity and autocorrelation in residuals consistent) эstimатора [Newey and West, 1987]. Однако в случае наличия автокорреляции в остатках в модели, где используются лаги, проблема с оценкой становится серьезнее. Автокорреляция в остатках (1-ого порядка) означает неправильную спецификацию модели. Запишем ошибку модели в форме скользящего среднего первого порядка  $\varepsilon_t = \xi_t + \theta\xi_{t-1}$ . Тогда очевидно, что лагированные эндогенные переменные в правой части уравнения коррелируют с шоком, что приводит к несостоятельности оценок коэффициентов.

Инфляционные ожидания, необходимые для вычисления *ex ante* реальной процентной ставки, были оценены тремя способами.

1) В предположении, что ожидания стационарны  $\mathbb{E}_t[\pi_{t+12, Y0Y}] = \pi_{t, Y0Y}$ , где  $\pi_{t, Y0Y}$  — инфляция год к году в текущий период времени (т.е. за прошедший год),  $\mathbb{E}_t[\pi_{t+12, Y0Y}]$  — ожидаемый уровень инфляции за следующие 12 месяцев условно на информации текущего периода, включающий все переменные в периоды  $t, t - 1, t - 2, \dots$ ;

2) В предположении, что ожидания определяются по воспринимаемой аннуализированной текущей инфляции месяц к месяцу  $\mathbb{E}_t[\pi_{t+12, Y0Y}] = \pi_{t, MoM} \times 12$ , где  $\pi_{t, MoM}$  — инфляция за текущий месяц;

3) В предположении, что ожидания годовой инфляции равны аннуализированной ожидаемой инфляции следующего периода месяц к месяцу, которая прогнозируется на основании AR(1) процесса:

$$\mathbb{E}_t[\pi_{t+12, Y0Y}] = \hat{\pi}_{t+1, MoM} \times 12; \hat{\pi}_{t+1, MoM} = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 \pi_{t, MoM}.$$

При использовании двух последних спецификаций, а также при оценивании моделей с номинальной ставкой и без ставки были получены очень близкие результаты. Мы сравнили предсказательную способность годовой инфляции для трех спецификаций, используя MSE (mean squared error) на всей выборке (то есть, фактически, in sample). Согласно полученным результатам, спецификация с авторегрессионными ожиданиями приводит к наименьшей ошибке прогноза. Так как в теории предполагается, что в долгосрочном равновесии ожидания совпадают с фактическим уровнем инфляции, мы можем сделать более слабое утверждение о том, что в среднем ожидания должны быть как можно ближе к факту, то есть критерий

подгонки должен быть минимальным. Используя критерий MSE, мы сделали вывод, что наилучшим образом инфляцию предсказывают авторегрессионные ожидания (спецификация 3), затем – аннуализированная текущая инфляция, а наихудшим образом объясняет будущую инфляцию инфляция за прошедшие 12 месяцев (спецификация 1). К аналогичным результатам мы пришли, используя критерий суммы модулей, который более устойчив (*robust*) к выбросам.

Однако использование подобных ожиданий приводит к несостоятельности МНК (OLS) оценок, поскольку ожидания вычисляются при использовании всего ряда, а значит, реальная процентная ставка содержит в том числе и текущие шоки переменных. Даже несмотря на то, что вес этих шоков будет мал, оценка будет несостоятельной. В связи с этим мы прибегаем к следующей стратегии – вместо того, чтобы использовать оценку коэффициентов по всей выборке, мы оцениваем рекурсивно:

$$\begin{aligned}\hat{\pi}_{i+1, MOM} &= \hat{\gamma}_{0i} + \hat{\gamma}_{1i} \pi_{i, MOM} \\ \hat{\gamma}_i &= (X'_{1:i-1} X_{1:i-1})^{-1} X'_{1:i-1} \pi_{2:i} \\ X_{1:i-1} &= [\mathbb{1}_{1:i-1} \quad \pi_{1:i-1}],\end{aligned}$$

где  $\mathbb{1}_{1:i-1}$  — единичный столбец.

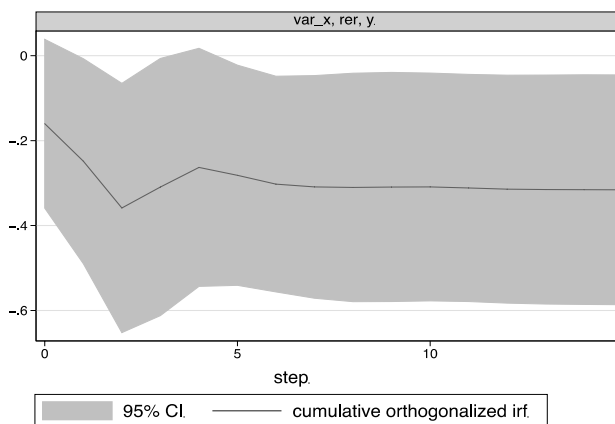
Были использованы также две экзогенные переменные – прирост цены на нефть марки Urals и индекс волатильности Чикагской биржи VIX. Включение индекса волатильности мотивировано необходимостью выделить влияние внешней конъюнктуры (в т.ч. мирового финансового кризиса) на исследуемые зависимости. Альтернативный подход предполагает использование фиктивной переменной на период кризиса, однако эта переменная, во-первых, не учитывает фаз кризиса и изменений на глобальных рынках, выходящих за рамки кризиса 2012 года, и, во-вторых, является результатом субъективного суждения о времени начала и конца кризиса, причем изменение периода серьезно влияет на выводы модели. Поэтому были использованы объективные индикаторы экономической активности – уровни безработицы и выпуска в США, а также индекс волатильности Чикагской биржи (VIX, SVOE market volatility). Последний оказался единственным, оказывающим значимое влияние на индекс выпуска, поэтому использовался в модели.

В результате, используемую модель можно записать следующим образом:

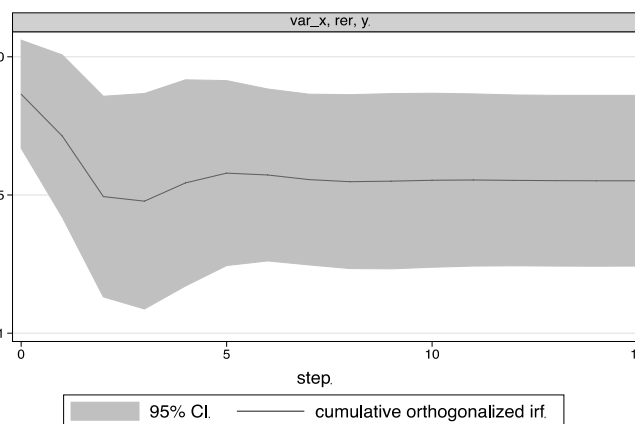
$$y_t = X_t \beta + Z_t \alpha + A^{-1} \Sigma \varepsilon_t,$$

где  $y_t$  — вектор эндогенных переменных,  $Z_t$  — вектор экзогенных переменных,  $X_t = \mathbb{1}_k \otimes (y_{t-1}, y_{t-2})$ ,  $\beta$  и  $\alpha$  – матрицы коэффициентов перед регрессорами,  $A$  — матрица параметров, отвечающая за декомпозицию шоков,  $\Sigma$  — диагональная матрица стандартных отклонений шоков эндогенных переменных,  $\varepsilon_t$  — ортонормированные шоки.





**Рис. 2 Накопленный отклик ИБО на шок валютного курса**



**Рис. 3 Накопленный отклик отраслей, экспортирующих сырье**

Особенностью полученной оценки является то, что она предполагает аддитивный эффект на переменные. То есть, например, полученная нами оценка в  $-0.3$  для индекса базовых отраслей означает, что шок валютного курса в долгосрочном периоде изменит темп роста на  $0.3$ . Иными словами, средний темп роста в случае ослабления курса увеличится на  $0.18$  п.п., темп в следующем месяце – на  $0.1$  п.п. и т.д., что в сумме даст  $0.3$ . Но нас интересует не сумма, а эффект курса на квартальные или годовые показатели.

Вообще говоря,  $(1 + \epsilon_1)(1 + \epsilon_2) \approx 1 + \epsilon_1 + \epsilon_2$  при малых  $\epsilon_1, \epsilon_2 \ll \infty$ . Однако для того, чтобы с полной уверенностью делать выводы о наличии или отсутствии влияния курса на экономическую активность, нам нужно корректно определить доверительные интервалы для эффекта, поскольку при перемножении 12 таких показателей приближенное значение может достаточно сильно отклоняться от точного. Кроме того, очевидно, что эффект будет зависеть от самих темпов роста, то есть прибавление  $0.3$  п.п. к месячному росту в  $0.1$  п.п. и в  $1.5$  п.п. дадут различный итоговый эффект на годовой рост.

В связи с этим мы предлагаем следующую технику оценивания эффекта от шоков.

1. Мы используем оценки VAR модели, чтобы получить модельные значения переменных, в том числе и темп экономического роста  $\hat{y}$ .
2. Мы оцениваем модельный темп роста выпуска за год (период от  $t$  до  $t + 11$ ) как  $\prod_{j=0}^{11} \hat{y}_{t+j}$ .
3. Далее создаем  $\tilde{y}_{t+j} = \hat{y}_{t+j} + IRF_j$ , то есть прибавляем импульсный отклик на единичный шок. Из этих показателей вычисляется годовой темп роста при условии реализовавшегося шока валютного курса в период  $t$ :  $\prod_{j=0}^{11} \tilde{y}_{t+j}$  — рост при условии шока в период  $t$ .
4. Мы вычитаем  $\prod_{j=0}^{11} \tilde{y}_{t+j} - \prod_{j=0}^{11} \hat{y}_{t+j}$ , чтобы найти изменение темпов роста в результате шока.

После того, как мы получили эту оценку (она, как и предполагалось, не слишком сильно отличается от оценки долгосрочного влияния при помощи накопленной функции отклика), остается построить корректные доверительные интервалы.

Для этих целей мы используем технику блочного бутстрапа (block bootstrap). На первом шаге мы сохраняем оценки коэффициентов и остатки из модели, оцененной по имеющимся данным. Используя эти оценки, а также фактические значения экзогенных переменных, мы генерируем новые ряды.

Для первых двух месяцев мы генерируем значения переменных по правилу  $\tilde{y}_1 = \hat{y}_1 + \eta_1$ , где  $\hat{y}_1$  — модельное значение переменной  $y$  по первоначальной выборке, а  $\eta_1$  — случайная величина, распределенная нормально с нулевым средним и дисперсией, равной оценке дисперсии ошибки по первоначальным данным в соответствующем уравнении. Это приходится делать, поскольку нам необходимы 1-ый и 2-ой лаги зависимых переменных, чтобы начать генерацию рядов. Далее мы выбираем группы ошибок по 3 (захватывая квартальные «блоки») и составляем из них ряд ошибок, соответствующий длине ряда данных. Затем, используя первоначальные 2 значения для зависимых переменных, ряды экзогенных переменных и сгенерированный ряд остатков, мы последовательно выстраиваем ряды экзогенных переменных согласно модели  $y_t = X_t\beta + Z_t\alpha + A^{-1}\Sigma\varepsilon_t$ .

Затем мы переоцениваем модель по сгенерированным данным и получаем оценку IRF, которую используем в дальнейшем для получения оценки эффекта на годовой темп роста выпуска ( $\prod_{j=0}^{11} \tilde{y}_{t+j} - \prod_{j=0}^{11} \hat{y}_{t+j}$ ). Повторив эту операцию 10000 раз, мы получаем распределение оценок эффекта для каждого периода времени. Найдя 5% и 95% квантили этих распределений, мы получаем 10% доверительные интервалы для первоначальной оценки эффекта.

Выводы о значимости «мультипликативного» эффекта отличаются от тех, которые мы получили при первоначальном анализе «аддитивного» эффекта при помощи IRF: отклики индекса базовых отраслей и индекса промышленного производства оказываются незначимыми.

Устойчивость полученных результатов была проверена несколькими способами. Во-первых, модель была оценена на различных временных интервалах (подход скользящего окна и расширяющегося окна), во-вторых, варьировались идентифицирующие ограничения. Наконец, в-третьих, результаты были сопоставлены с оценками при помощи векторной авторегрессионной модели с варьирующимися во времени параметрами и стохастической волатильностью (Stochastic volatility TVP-SVAR [Nakajima, 2011]), которая формально записывается следующим образом:

$$y_t = X_t\beta_t + A_t^{-1}\Sigma_t\varepsilon_t,$$

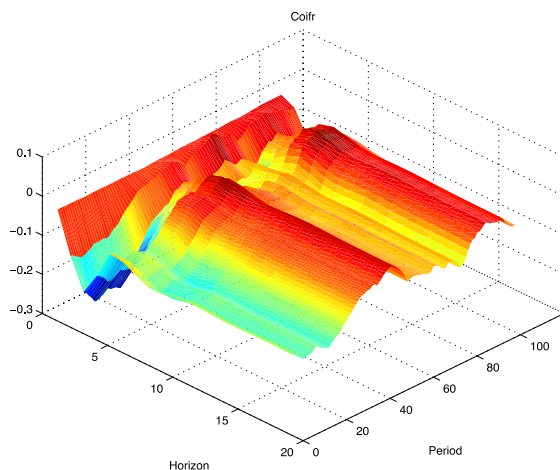
где обозначения переменных идентичны SVAR-X, но параметры являются случайными величинами:

$$\begin{aligned} \beta_{t+1} &= \beta_t + u_{\beta t} \\ a_{t+1} &= a_t + u_{a t} \\ h_{t+1} &= h_t + u_{h t} \end{aligned} \quad \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ u_{\beta t} \\ u_{a t} \\ u_{h t} \end{pmatrix} \sim N \left( \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_\beta & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_a & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{pmatrix} \right)$$

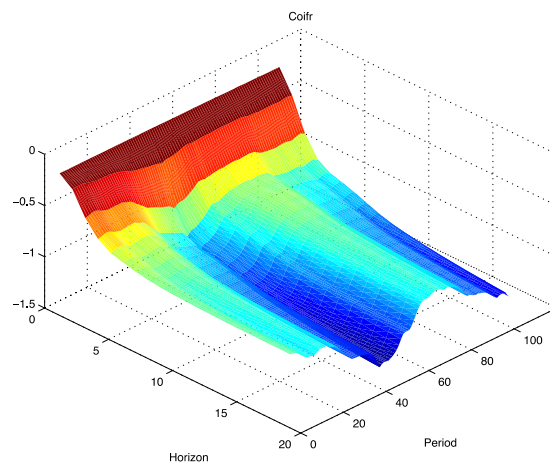
$X_t = \mathbb{I}_k \otimes (y_{t-1}, y_{t-2})$ ,  $h_{jt} = \log(\sigma_{jt}^2)$ ;  $\sigma_{jt}$  — диагональные элементы  $\Sigma_t$ .

Преимущество TVP-SVAR для анализа влияния динамики инфляции на курс заключается в том, что модель сама способна выявить существенные изменения в зависимостях между переменными, если таковые имеются, а также в волатильности и во вкладе шоков в динамику эндогенных переменных, то есть нет необходимости вводить дополнительные прокси для финансового кризиса 2008 года. Результаты оценки для индекса базовых отраслей и для сельского хозяйства представлены на Рис. 4 и Рис. 5. На этих рисунках по вертикальной

оси отражены значения накопленной функции отклика одного из индексов экономической активности на шок валютного курса, по оси Period отложен период, когда происходит шок (1 – март 2005 года), по оси Horizon отложен горизонт отклика, то есть количество периодов, прошедших с момента шока.



**Рис. 4** Меняющиеся во времени накопленные импульсные отклики ИБО на шок валютного курса.



**Рис. 5** Накопленные импульсные отклики индекса выпуска сельского хозяйства на шок валютного курса.

В результате проведенного анализа было получено несколько важных результатов. Во-первых, оценки свидетельствуют о том, что ослабление курса оказывает статистически значимый негативный эффект только на строительную отрасль. В то же время наблюдается положительный эффект на экспортно-ориентированные отрасли, но воздействие на индекс базовых отраслей, на индекс промышленного производства и на отрасли с высокой долей импорта остается незначимым. Данные выводы согласуются с выводами теоретических моделей. Снижение курса улучшает конкурентоспособность отечественных отраслей на зарубежных рынках, поэтому является естественным, что в экспортно-ориентированных отраслях наблюдается положительный эффект от обесценения валюты (как это показано в работе [Dornbusch, 1987]). В то же время, из-за снижения курса дорожает импорт, что оказывает наибольший негативный эффект на фирмы с высокой долей импорта в затратах. Полный список исследуемых отраслей представлен ниже, в таблице 2.

Во-вторых, на основании анализа при помощи TVP-SVAR не было выявлено существенных изменений функций импульсного отклика во времени. Это означает, что для анализа может быть достаточно использовать более простую модель – SVAR-X. Функции импульсного отклика, полученные при помощи двух подходов, также статистически неотличимы.

## Заключение

В этой работе мы представили анализ влияния динамики валютного курса на экономическую активность в России при помощи структурной векторной авторегрессии с экзогенными переменными (VAR-X). Мы показали при помощи модели с меняющимися во времени коэффициентами (TVP-VAR), что эффект переноса демонстрирует во времени лишь небольшие колебания.

Основным результатом этой работы является вывод о том, что ослабление реального эффективного валютного курса действует на основные отрасли российской экономики либо положительно, либо нейтрально. В то же время нельзя забывать, что девальвация оказывает

негативное влияние на рост строительной отрасли, что свидетельствует об отрицательном эффекте падения курса на инвестиции. Следует отметить, что представленный нами анализ не учитывает причин снижения валютного курса, отдельные из которых могут создать угрозу финансовой стабильности, «переключая» экономику в совершенно другой режим функционирования, не встречавшийся на исследуемом историческом периоде. По этой причине следует с большой осторожностью трактовать полученные нами результаты, поскольку они принимают во внимание только макроэкономические факторы, и из них не следует, что в текущей экономической ситуации падение валютного курса создаст серьезные положительные условия для развития российской экономики.

**Табл. 1 Влияние валютных шоков на экономическую активность на уровне отраслей и агрегированных показателей (в терминах обесценения национальной валюты).**

Положительное влияние		Отсутствие влияния		Отрицательное влияние
Агрегаты	Входящие в агрегаты отрасли	Агрегаты и отрасли	Входящие в агрегаты отрасли	Отрасли
<ul style="list-style-type: none"> <li>• Индекс базовых отраслей;</li> <li>• индекс промышленного производства;</li> <li>• экспортно-ориентированные отрасли, в т.ч. производство экспортируемого сырья;</li> <li>• отрасли, ориентированные на внутреннее потребление;</li> <li>• отрасли с низкой долей импорта в затратах.</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Добыча полезных ископаемых (ТЭК и не ТЭК)</li> <li>• обработка древесины и производство изделий из дерева</li> <li>• целлюлозно-бумажное производство, издательская и полиграфическая деятельность;</li> <li>• производство кокса и нефтепродуктов,</li> <li>• химическое производство,</li> <li>• производство резиновых и пластмассовых изделий;</li> <li>• производство прочих неметаллических минеральных продуктов,</li> <li>• металлургическое производство,</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Отрасли, ориентированные на внутреннее потребление;</li> <li>• отрасли с высокой долей импорта в затратах;</li> <li>• сельское хозяйство;</li> <li>• транспорт;</li> <li>• розничная торговля;</li> <li>• оптовая торговля.</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Текстильное и швейное производство;</li> <li>• производство кожи, изделий из кожи и производство обуви;</li> <li>• производство машин и оборудования;</li> <li>• производство электрооборудования, электронного и оптического оборудования;</li> <li>• производство транспортных средств и оборудования.</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Строительство</li> </ul>

	<p>производство готовых металлических изделий;</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>• производство и распределение электроэнергии, газа и воды,</li> <li>• прочие производства.</li> </ul>			
--	--	--	--	--

**Табл. 2 Влияние валютных шоков на темпы годового роста экономической активности на уровне отраслей и агрегированных показателей (в терминах обеспечения национальной валюты), бутстраповская оценка доверительного интервала.**

Положительное влияние		Отсутствие влияния		Отрицательное влияние
Агрегаты	Входящие в агрегаты отрасли	Агрегаты и отрасли	Входящие в агрегаты отрасли	Отрасли
<ul style="list-style-type: none"> <li>• Экспортно-ориентированные отрасли, в т.ч. производство экспортируемого сырья;</li> <li>• отрасли, ориентированные на внутреннее потребление и экспорт;</li> <li>• отрасли с низкой долей импорта в затратах.</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Добыча пол. ископаемых (ТЭК и не ТЭК)</li> <li>• обработка древесины и производство изделий из дерева</li> <li>• целлюлозно-бумажное производство, издательская и полиграфическая деятельность;</li> <li>• производство кокса и нефтепродуктов, <ul style="list-style-type: none"> <li>• химическое производство,</li> <li>• производство резиновых и пластмассовых изделий;</li> </ul> </li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Индекс базовых отраслей; <ul style="list-style-type: none"> <li>• индекс промышленного производства;</li> <li>• отрасли, ориентированные на внутреннее потребление;</li> <li>• отрасли с высокой долей импорта в затратах;</li> <li>• сельское хозяйство;</li> <li>• транспорт;</li> <li>• розничная торговля;</li> <li>• оптовая торговля.</li> </ul> </li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Текстильное и швейное производство;</li> <li>• производство о кожи, изделий из кожи и производство обуви;</li> <li>• производство машин и оборудования;</li> <li>• производство о электрооборудования, электронного и опт. об-я;</li> <li>• производство о транспортных</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Строительство</li> </ul>

	<ul style="list-style-type: none"> <li>• производство прочих неметаллических минеральных продуктов,</li> <li>• металлургическое производство, производство готовых металлических изделий;</li> <li>• производство и распределение электроэнергии, газа и воды,</li> <li>• прочие производства.</li> </ul>		<p>средств и оборудования.</p>	
--	---	--	--------------------------------	--

## Литература

1. Доклад о денежно-кредитной политике Банка России, декабрь 2014 года.
2. Дубовский С.В. Обменный курс рубля, как результат денежной эмиссии, внешней торговли и блуждающих финансовых потоков // Экономика и математические методы. – 2002. – т. 38, № 2,
3. Вдовиченко А., Дынникова О., Субботин В.. О влиянии реального обменного курса на различные сектора российской экономики. – М.: ЭЭГ, 2003
4. Дынникова О.В. Макроэкономические перспективы укрепления рубля и валютная политика // Доклад ЭЭГ 07.2000.
5. Кадочников П., Синельников-Мурылев С., Четвериков С. Импортозамещение в Российской Федерации в 1998-2002 гг. – М.: ИЭПП, 2003.
6. Картаев Ф.С. Эконометрическое моделирование взаимосвязи курса рубля и динамики ВВП// Вестник Московского университета. Серия 6: экономика — 2009. — №2
7. Конторович В.К. Взаимосвязь реального курса рубля и динамики промышленного производства в России // Экономический журнал ВШЭ. – 2001. – № 3.
8. Кудрин А., Реальный эффективный курс рубля: проблемы роста// Вопросы экономики. — 2006. — № 9.
9. Трунин П., Каменских М., Дробышевский С. Анализ трансмиссионных механизмов денежно-кредитной политики в российской экономике - М.: ИЭПП, 2008.
10. Шмыкова С.В., Сосунов К.А., 2005. Влияние валютного курса на потребительские цены в России.// Экономический журнал ВШЭ, №1, с. 3-16;
11. Aghion P., Banerjee A. and Bacchetta P. A Simple Model of Monetary Policy and Currency Crises. // European Economic Review, 2000.
12. Clements M. P., Grayham E. M. Empirical analysis of macroeconomic time series: VAR and structural models // European Economic Review, Volume 35, Issue 4, May 1991, Pages 887–917
13. Dornbush R. Expectations and Exchange Rate Dynamics // The Journal of Political Economy. 1976. Vol. 84. №6, Dec.
14. Dornbusch R., 1987. Exchange Rates and Prices // The American Economic Review, Vol. 77, No. 1, pp. 93-106
15. Gatti D.D., Gallegati M., Greenwald B.C., Stiglitz J.E. Net Worth, Exchange Rates, and Monetary Policy: The Effects of a Devaluation in a Financially Fragile Environment. // NBER Working Paper. 2007. №13244.
16. Gopinath G., Itskhoki O., Rigobon R., 2008. Currency Choice and Exchange Rate Pass-through. Princeton;
17. Greenwald, B. and Stiglitz, J. (1993), Financial Market Imperfections and Business Cycles, Quarterly Journal Of Economics, 108
18. Gylfason T., Schmidt M. Does devaluation cause stagflation? // Canadian Journal of Economics. 1983. №16, November.
19. Johansen, S. 1995. Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. Oxford: Oxford University
20. Jouchi Nakajima, 2011. "Time-Varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An Overview of Methodology and Empirical Applications," IMES Discussion Paper Series 11-E-09, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan.
21. Kilian, Lutz. 2009. "Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market." American Economic Review, 99(3): 1053-69.

22. Lawrence J. C., Eichenbaum M., and Evans C. L. Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy // *Journal of Political Economy*, 2005, 113 (1), 1–45.
23. Newey, W. K. and West, K. D. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55 703-708.
24. S. Rebelo, W. Easterly, R. Levine, R. King “Policy, Technology Adoption and Growth” in R. Solow and L. Pasinetti (eds.) *Economic Growth and the Structure of Long Term Development*, MacMillan, London, 1994.
25. Sims C.A. *Macroeconomics and Reality*// *Econometrica*, 1980, 48 (1980), 1-48
26. Sungbae Aro and Schorfheide F., *Bayesian Analysis of DSGE Models*, *Econometric Reviews*, 2007, 26 (2-4), 113–172.
27. Stock J. H., Watson M. W. *Vector Autoregressions* // *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, No. 4 (2001), pp. 101-115