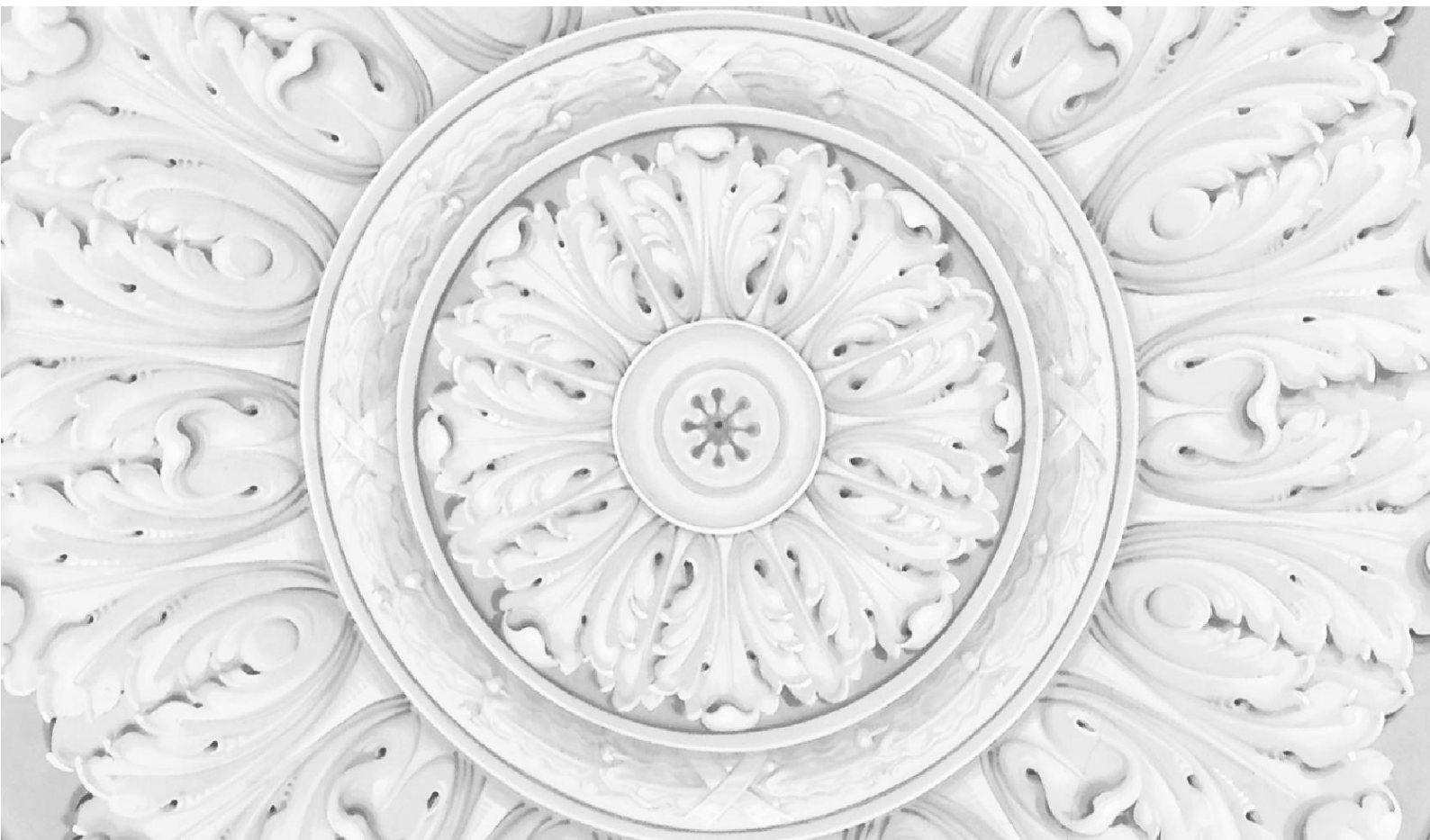




Банк России

Центральный банк Российской Федерации



СЕРИЯ ДОКЛАДОВ ОБ ЭКОНОМИЧЕСКИХ ИССЛЕДОВАНИЯХ

Дмитрий Крепцев
Сергей Селезнев

**Влияние ставок денежного рынка
на ставки по кредитам конечным
заемщикам**

№ 9 / Февраль 2016

Дмитрий Крепцев

Банк России, Департамент исследований и прогнозирования

E-mail: KreptsevDA@cbr.ru**Сергей Селезнев**

Банк России, Департамент исследований и прогнозирования

E-mail: SeleznevSM@cbr.ru

Авторы выражают благодарность А.В. Егорову, А.В. Зубареву, А.А. Пономаренко, А.А. Синякову за полезные комментарии и помощь в проведении исследования. Все допущенные при публикации ошибки принадлежат авторам.

© **Центральный банк Российской Федерации, 2016**

Адрес 107016, Москва, ул. Неглинная, 12
Телефоны +7 495 771-91-00, +7 495 621-64-65 (факс)
Сайт www.cbr.ru

Все права защищены. Содержание настоящего доклада выражает личную позицию авторов и может не совпадать с официальной позицией Банка России. Банк России не несет ответственности за содержание доклада. Любое воспроизведение представленных материалов допускается только с разрешения авторов.

Резюме

В данной работе мы изучаем одно из проявлений трансмиссии денежно-кредитной политики, а именно влияние неожиданного изменения процентных ставок денежного рынка на ставки по кредитам нефинансовым организациям. Из-за произошедших структурных сдвигов в российской экономике, в том числе связанных с переходом Банка России к таргетированию инфляции, стандартные линейные модели могут не обнаруживать данной связи. Для проверки значимости трансмиссии мы используем набор различных моделей, начиная с оценок с помощью VAR-моделей и постепенно усложняя структуру. Все используемые модели демонстрируют статистически значимые, но сильно отличающиеся по величине отклики ставок по кредитам. Максимальный эффект, полученный при помощи TVP-FAVAR-модели, оценивается на уровне 1,1–1,2 п.п. для краткосрочных ставок и 0,6–0,7 п.п. для долгосрочных в ответ на изменение ставок денежного рынка на 1 п.п.

Ключевые слова: трансмиссия ДКП, процентные ставки, структурные сдвиги, TVP-FAVAR.

JEL-классификация: E43, E47, E58.

ОГЛАВЛЕНИЕ

1. Введение	5
2. Трансмиссионные механизмы	7
2.1. Каналы ТМ ДКП	7
2.2. Эконометрические процедуры при оценке ТМ ДКП	8
2.3. Изучение трансмиссионных механизмов в России	13
3. Описание данных	14
4. Результаты	16
4.1. VAR	16
4.2. FAVAR	17
4.3. TVP FAVAR	17
5. Заключение	22
Список литературы	23
Приложение А	26
Приложение Б	27

1. Введение

Одной из важнейших целей Банка России, как и центральных банков многих других стран, является сглаживание колебаний бизнес-цикла¹. При этом для принятия правильных решений необходимо хорошо понимать, как те или иные инструменты денежно-кредитной политики (ДКП) влияют на основные макроэкономические переменные. Поскольку основным инструментом ДКП Центрального банка Российской Федерации с сентября 2013 года является ключевая ставка², важно понимать, как сильно экономика реагирует на изменения ключевой ставки. Однако доступ к операциям по этой ставке имеют лишь банки, а не экономические агенты напрямую (фирмы, домохозяйства). Таким образом, изменения ключевой ставки не оказывают непосредственного влияния на реальный сектор экономики и эффект достигается лишь через изменение стоимости банковских операций из-за увеличения или уменьшения стоимости привлечения средств Банка России (и стоимости депонирования средств). Естественным в такой ситуации является вопрос о том, насколько сильно ставки по операциям с реальным сектором связаны со ставками Банка России. Данная работа была инициирована во многом для опровержения периодически упоминаемого в отечественной литературе утверждения о том, что Банк России не способен своими действиями влиять на ставки по кредитам.

В докладе также исследуется влияние ставок денежного рынка на ставки по кредитам нефинансовым организациям в разрезе временной структуры. Для этого ставки разделяются на краткосрочные и долгосрочные. К долгосрочным относятся ставки по кредитам нефинансовым организациям на срок свыше года, а к краткосрочным – до года. Согласно одной из теорий, касающихся временной структуры ставок³, долгосрочные ставки представляют собой некоторое усреднение текущей и ожидаемых будущих краткосрочных ставок, что может повлечь за собой не только различие в уровнях этих ставок, но и разную их реакцию на шоки. При дополнительных предположениях, например, о существовании равновесной ставки, равной сумме реальной равновесной ставки и некоторого уровня инфляции (равного целевому уровню инфляции, таргетируемому центральным банком), можно сделать вывод о том, что реакция краткосрочных ставок на шоки должна быть больше, чем долгосрочных.

¹ В данной работе мы не касаемся вопроса о долгосрочном влиянии ДКП на экономику. Для обсуждения этого вопроса см., например, *Borio et al. (2015)* или *Akerlof et al. (1996)*.

² Ключевой ставкой называют процентную ставку по операциям предоставления и абсорбирования ликвидности на аукционной основе на срок 1 неделя.

³ См.: *Bindseil (2004)*.

Используя модели VAR, FAVAR, TVP-FAVAR, мы получили статистически значимую реакцию как краткосрочных, так и долгосрочных ставок на шоки ставки денежного рынка. Так, основная модель (TVP-FAVAR), которая учитывает наличие структурных сдвигов за счет введения допущения об изменчивости параметров модели, свидетельствует об откликах краткосрочных ставок величиной 1,1–1,2 п.п. и долгосрочных ставок величиной 0,6–0,7 п.п. на шок M1ACR в 1 п.п.

Дальнейшее изложение построено следующим образом: глава 2 познакомит с работами, ориентированными на изучение трансмиссионных механизмов, в частности в России. Глава 3 описывает используемые методы и полученные результаты. В главе 4 мы подводим итоги. В приложении А приводится список используемых в работе данных. Приложение Б содержит графики.

2. Трансмиссионные механизмы (ТМ)

В данной части работы будет дано краткое описание основных подходов к изучению ТМ ДКП⁴ и обзор некоторых работ, которые были посвящены исследованию российской экономики. Среди описываемых подходов – методы векторной авторегрессии (VAR), факторной векторной авторегрессии (FAVAR), векторной авторегрессии с гладким переходом (smooth transition VAR), а также класс моделей с меняющимися параметрами (TVP-VAR, TVP-FAVAR, MS-BVAR).

2.1. Каналы ТМ ДКП

В литературе ТМ ДКП часто разделяют на две группы каналов: классические и неклассические⁵. Согласно работе *Boivin et al. (2010)*, к первой группе относят каналы инвестиций, каналы потребления и канал международной торговли. Каналы инвестиций предполагают, что инструменты ДКП оказывают влияние на издержки использования капитала (user cost of capital) через реальную ставку и ожидаемую реальную скорость обесценения капитала, а также на отношение рыночной стоимости к восстановительной стоимости активов компании, что в рамках теории q-Тобина может привести к изменению инвестиционных решений компании.

При смягчении ДКП эффект благосостояния приводит к стимулированию потребления из-за роста стоимости активов, а эффект межвременного замещения – к смещению предпочтений между текущим и будущим потреблением. В статье *Boivin et al. (2010)* эти эффекты относятся к каналам потребления.

К каналам международной торговли относятся каналы обменного курса. Они подразумевают, что инструменты ДКП влияют на стоимость отечественных и иностранных активов, что в результате приводит к изменению валютного курса. Укрепление или ослабление национальной валюты влияет на чистый экспорт. Изменение валютного курса может приводить и к другим эффектам, например, к изменению выраженной в национальной валюте величины долга государства и отечественных компаний, номинированного в иностранной валюте.

К неклассическим каналам относят каналы ДКП, которые возникают в результате рыночного несовершенства, не связанного с жесткостью цен и заработных плат. В данную группу авторы *Boivin et al.* относят банковские (bank-based channels) и

⁴ В данном разделе говорится о влиянии на основные макроэкономические переменные, а не только на ставки.

⁵ Здесь мы используем разделение как в *Boivin et al. (2010)*.

балансовые каналы (balance sheet channels). В результате такие рыночные несовершенства, как проблемы асимметричной информации, оппортунистического поведения и дорогостоящей верификации состояния, с которыми сталкиваются финансовые посредники, приводят к возникновению дополнительных каналов влияния ДКП на экономику.

Более подробное описание каналов трансмиссии ДКП можно найти в работе *Boivin et al. (2010)*.

2.2. Эконометрические процедуры при оценке ТМ ДКП

Распространенным эконометрическим методом при анализе временных рядов является метод векторных авторегрессии (VAR). Данный класс моделей описывает динамику нескольких временных рядов таким образом, что их текущие значения зависят от лагов и, возможно, ряда экзогенных переменных. Чтобы включить свои структурные представления в модель, при использовании данного подхода можно явно накладывать ограничения на коэффициенты модели, что определяет то, как переменные реагируют на прошлые (лаговые) значения эндогенных переменных, либо использовать байесовскую эконометрику и представлять ограничения в виде априорных распределений на параметры модели. В первом случае мы уменьшаем размерность пространства свободных параметров, в то время как второй метод эквивалентен наложению функций штрафа. В рамках байесовской эконометрики коэффициенты модели рассматриваются как случайные величины, при этом выводы о параметрах модели делаются на основании их апостериорного распределения, определяемого с помощью широко известной теоремы Байеса.

Тем не менее необходимо отметить, что те остатки, которые получаются при оценивании VAR-модели, трудно интерпретировать, так как обычно они коррелированы друг с другом. Поэтому почти всегда получившиеся шоки представляют в виде линейной комбинации структурных (некоррелированных) шоков, и хотелось бы, чтобы подобное преобразование было экономически обосновано. Поскольку такое представление шоков обычной (сокращенной, reduced) VAR-модели в виде шоков структурной (structural, SVAR) модели не единственно, необходимо использовать некоторую идентификационную схему, т.е. накладывать ограничения на коэффициенты линейного преобразования. При этом часто используют разложение Холецкого оцененной ковариационной матрицы ошибок. Данная схема требует определенного порядка

переменных и подразумевает, что переменные, которые упорядочены раньше, не влияют в момент, когда происходит соответствующий структурный шок, на переменные, которые упорядочены за ними, но влияют на переменные, упорядоченные перед ними. Это только один из методов идентификации, возможно наложение ограничений «вручную» на основе экономической теории (используя, например, суждения о краткосрочной или долгосрочной реакции одних переменных на другие).

Модель SVAR может быть записана следующим образом:

$$B_0 Y_t = B_1 Y_{t-1} + \dots + B_p Y_{t-p} + A * X_t + v_t,$$

где $Y_t \in \mathbb{R}^n$ – вектор эндогенных переменных,

$X_t \in \mathbb{R}^m$ – вектор экзогенных переменных⁶,

v_t – вектор белого шума с ковариационной матрицей I и ограниченным четвертым моментом,

A , B_i – матрицы коэффициентов с размерностями $n \times m$ и $n \times n$ соответственно.

Умножая уравнение на B_0^{-1} , получаем обычную векторную регрессию, которую можно оценить многими способами (например, методом наименьших квадратов или методом максимального правдоподобия). Необходимость применения идентификационной схемы связана с тем, что матрица $cov(B_0^{-1}v_t)$ имеет n^2 неизвестных и $\frac{n(n+1)}{2}$ уравнений, то есть решение системы этих уравнений не единственно.

Стоит отметить, что достаточность количества ограничений для однозначного определения структурных шоков можно проверить с помощью, например, теорем, приведенных в работе *Lutkepohl (2005, chapter 9)*. Помимо наложения ограничений в виде некоторой системы равенств, достаточно популярным является метод знаковых ограничений (sign restrictions), однако в своем традиционном представлении данный подход в последнее время подвержен критике – *Baumeister and Hamilton (2014)*. Существует ряд других, быстро развивающихся идентификационных схем, например, схемы, основанные на использовании инструментальных переменных – *Mertens and Ravn (2013)* или *Gertler and Karadi (2015)*. Более подробное описание различных подходов к идентификации шоков в рамках модели структурной векторной авторегрессии приводится, например, в работе *Kilian (2013)* или *Ramey (2015)*.

Векторные авторегрессии являются достаточно простым и удобным инструментом, но они не лишены недостатков. Одним из главных является выбор

⁶ Обсуждение различных определений экзогенности см. в работе *Lutkepohl (2005), chapter 10*. В данной работе тип экзогенности не имеет особого значения, поэтому будем считать переменные строго экзогенными.

спецификации, ведь с увеличением числа переменных или включением дополнительных лагов быстро растет и количество параметров модели, что негативно сказывается на вычислительных характеристиках.

Причиной неправильной спецификации модели могут служить пропущенные переменные. Одним из методов для разрешения проблемы пропущенных переменных является модель factor-augmented vector autoregression (FAVAR). Данная модель позволяет использовать информацию большого количества переменных, предполагая, что основная часть изменчивости объясняется малым количеством факторов. Оценивание данных моделей сложнее, чем оценивание векторных авторегрессий, поскольку они включают в себя еще и ненаблюдаемые факторы. При этом возникает вопрос об определении количества ненаблюдаемых факторов, которое стоит включить в модель. Методы для определения числа факторов, которые мы используем в данной статье, можно найти в исследованиях *Bai and Ng (2002)* и *Cheng et al. (2014)*.

FAVAR является разновидностью динамической факторной модели⁷. Данную модель можно записать следующим образом:

$$\begin{aligned} X_t &= \lambda^F F_t + \lambda^Y Y_t + u_t, \\ \begin{pmatrix} F_t \\ Y_t \end{pmatrix} &= c + B_1 \begin{pmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{pmatrix} + \dots + B_p \begin{pmatrix} F_{t-p} \\ Y_{t-p} \end{pmatrix} + v_t, \\ u_t &\sim N(0, H), \\ v_t &\sim N(0, \Omega), \end{aligned}$$

где $X_t \in \mathbb{R}^m$ – вектор экономических показателей в момент t ,

$Y_t \in \mathbb{R}^n$ – вектор инструментов денежно-кредитной политики,

$F_t \in \mathbb{R}^k$ – вектор ненаблюдаемых факторов, влияющих на экономику,

$\lambda^F, \lambda^Y, B_i$ – матрицы параметров с размерностями $m \times k$, $m \times n$ и $(n+k) \times (n+k)$ соответственно,

H и Ω – ковариационные матрицы ошибок.

Более подробное описание можно найти в работах *Bernanke et al. (2005)* и *Stock and Watson (2005)*. При использовании FAVAR не обязательно идентифицировать все факторы, достаточно, чтобы одним из факторов была переменная, влияние которой нас интересует. Примером идентификационной схемы для факторов (шоков) может служить

⁷ Для более подробного обсуждения динамических факторных моделей см. *Stock and Watson (2010)*.

работа *Stock and Watson (2012)*. Существует несколько способов оценки FAVAR. Чаще всего, как и в данной работе, используется алгоритм Gibbs Sampling⁸.

Также неправильная начальная спецификация модели может возникнуть из-за ошибочного предположения о постоянстве коэффициентов модели. В последнее время широко распространены модели с меняющимися параметрами (time-varying parameters, TVP). Часто в таких моделях предполагается, что параметры следуют случайным блужданиям (random walk). Но подобные модели критикуют за излишнюю изменчивость параметров. С этой точки зрения более привлекательными являются threshold VAR (TVAR), smooth transition VAR (STVAR, см., например, *Hubrich, Terasvirta (2013), Auerbach and Gorodnichenko (2012)*), markov-switching модели (MSVAR, см., например, *Sims, Waggoner, Zha (2008)*), предполагающие бóльшую стабильность параметров. TVAR- и STVAR-модели обычно предполагают заранее специфицированную последовательность состояний, в то время как модели markov-switching обычно используют скрытый марковский процесс (hidden markov chain), управляющий состояниями модели.

TVP FAVAR является объединением представленных выше концепций: факторных векторных авторегрессий и векторных авторегрессий с изменяющимися во времени параметрами. Первая из них была описана чуть выше, описание второй можно найти, например, в *Primiceri (2005)*. Теоретическое обоснование TVP FAVAR можно найти в работе *Mumtaz et al. (2011)* или *Korobilis (2013)*. TVP FAVAR имеет вид:

$$\begin{aligned}
 X_t &= c_{0,t} + \lambda^F F_t + \lambda^Y Y_t + u_t, \\
 \begin{pmatrix} F_t \\ Y_t \end{pmatrix} &= c_t + B_{1,t} \begin{pmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{pmatrix} + \dots + B_{p,t} \begin{pmatrix} F_{t-p} \\ Y_{t-p} \end{pmatrix} + v_t, \\
 u_t &\sim N(0, H), \\
 v_t &\sim N(0, \Omega_t), \\
 A_t \Omega_t A_t' &= \Sigma_t \Sigma_t', \\
 \Sigma_t &= \text{diag}(\sigma_{1,t}, \dots, \sigma_{k+m,t}), \\
 A_t &= \begin{pmatrix} 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{k+m,1,t} & \dots & 1 \end{pmatrix}, \\
 B_t &= B_{t-1} + \eta_t^B, \\
 a_t &= a_{t-1} + \eta_t^a, \\
 \log(\sigma_t) &= \log(\sigma_{t-1}) + \eta_t^\sigma,
 \end{aligned}$$

⁸ Подробнее об алгоритме см. *Casella and George (1992)* и *Tierney (1994)*.

$$\eta_t^B \sim N(0, \sigma^B),$$

$$\eta_t^a \sim N(0, \sigma^a),$$

$$\eta_t^\sigma \sim N(0, \sigma^\sigma),$$

где $X_t \in \mathbb{R}^m$ – серии, описывающие экономику,

$Y_t \in \mathbb{R}^n$ – вектор основных макроэкономических переменных,

$F_t \in \mathbb{R}^k$ – ненаблюдаемые факторы, влияющие на экономику,

$c_{0,t}, c_t, \lambda^F, \lambda^Y, B_i$ – матрицы параметров с размерностями $m \times 1, (n+k) \times 1, m \times k, m \times n$ и $(n+k) \times (n+k)$ соответственно, $H, \Omega_t, \sigma^B, \sigma^a, \sigma^\sigma$ – ковариационные матрицы ошибок.

В данной работе мы следуем алгоритму оценки TVP FAVAR, предложенному в исследовании *Mumtaz et al. (2011)*. Алгоритм представляет собой метод Monte Carlo Markov Chain. Если быть точнее, в общем случае используется смешанная стратегия, которая использует алгоритмы Gibbs Sampling и Metropolis-Hastings⁹. Но в частных случаях можно обойтись алгоритмом Gibbs Sampling.

В заключение описания заметим, что для анализа трансмиссионных механизмов можно использовать DSGE-модели. Эти модели являются микрообоснованными, поэтому решают проблему с идентификационной схемой, однако существует ряд проблем, которые связаны с идентификацией структурных сдвигов. Часто DSGE-модели предполагают неизменяемую структуру коэффициентов, что мало соответствует российской действительности. Добавление переменной структуры в DSGE-модели связано с некоторыми трудностями. Во-первых, необходимо учитывать изменение стационарных состояний модели, которые зависят от параметров модели. Во-вторых, добавление переменных параметров заставляет делать дополнительные предположения о характере ожиданий агентов относительно изменений этих параметров. Это приводит к тому, что решение модели оказывается более сложным и обычные методы, как в работе *Sims (2002)* или *Anderson u Moore (1985)*, не всегда будут работать. Решением является, например, использование MS-моделей, как в *Maih (2015)*, или введение других типов ожиданий, как в статье *Kulish and Pagan (2014)*. Однако для российской экономики тяжело оценить DSGE-модель с изменяющимися коэффициентами. С учетом того, что основные переменные, которые требуются для оценки DSGE-моделей, имеют квартальную динамику, можно прийти к выводу о том, что имеется слишком мало данных для оценки переменных коэффициентов¹⁰. При этом DSGE-модели очень хорошо

⁹ Подробнее об алгоритме см. *Chib and Greenberg (1995)* и *Tierney (1994)*.

¹⁰ Возникает проблема и с детрендированием данных: детрендирование данных вне модели, например HP-фильтрами, как это часто делается в отечественной литературе, ведет к смещенным оценкам параметров – см. *Gorodnichenko and Ng (2012)*.

описывают связи в экономике, в том числе связи финансового и нефинансового секторов. Примерами использования моделей с банковским сектором являются работы *Chrishtiano et al. (2010)*, *Gertler and Karadi (2011)*, *Gerali et al. (2010)* и *Jakab and Kumhof (2015)*.

Существует ряд других подходов, например, дескриптивный подход (narrative approach), панельные данные. Примерами могут служить работы *Romer and Romer (1989, 2010)* и *Kashyap and Stein (2000)* соответственно. Описание большинства указанных подходов можно обнаружить в обзоре *Ramey (2015)*.

2.3. Изучение трансмиссионных механизмов в России

Обзор методик и работ по трансмиссионным механизмам ДКП в зарубежных экономиках можно найти в работе *Дробышевского, Трунина и Каменских (2008)*. В контексте исследования по российским данным интересным представляется опыт изучения трансмиссионных механизмов ДКП для России.

Наиболее близкой по методике к данной работе является работа *Попова и Стырина (2013)*. Авторы используют FAVAR для месячных данных в период с 2000 по 2007 год. В качестве переменной денежно-кредитной политики берется агрегат M0. Вопрос о работе ТМ ДКП остается открытым и сильно зависит от спецификации модели.

Помимо исследования *Попова и Стырина (2013)* интересными представляются работы *Дробышевского, Трунина и Каменских (2008)* и *Родионовой и Аршавского (2012)*. Если первая работа является исследованием широкого круга ТМ ДКП, то вторая изучает факторы, влияющие на доходность ОФЗ, в числе которых есть и переменные, отвечающие за ставки денежного рынка или ДКП.

В обеих статьях не было обнаружено значительного влияния переменной, отвечающей за ставки денежного рынка (в нашем случае – ставка M1ACR) на переменные реального сектора и ставки по ОФЗ, что позволяет усомниться в работе процентного канала ДКП. Возможно, такие результаты обусловлены структурными сдвигами, происходившими в экономике в исследуемый период. В частности, в работе *Родионовой и Аршавского (2012)* был использован временной период с 2003 по 2011 год. Слабое влияние ставки M1ACR на ставки ОФЗ разной срочности может объясняться наличием кризиса и различными механизмами формирования ставок в докризисный и посткризисный периоды.

3. Описание данных

Понятие ключевой ставки появилось относительно недавно, поэтому имеется достаточно малый горизонт для построения эконометрических моделей. Вместо ключевой ставки в данной работе исследуется влияние ставок денежного рынка, для которых ключевая ставка является одним из факторов формирования, т.е. формально не учитывается причина изменения ставок денежного рынка (это может быть как изменение ключевой ставки или ситуации с ликвидностью, так и влияние других факторов).

В качестве ставки денежного рынка принималась усредненная за месяц средневзвешенная фактическая ставка по кредитам, предоставленным московским банкам (MIA CR) на срок 1 день. На рисунке 1 изображена совместная динамика ключевой ставки и MIA CR, а также коридор процентных ставок. На рисунке 1а показана дневная динамика ставок, но далее везде используется месячная динамика, поэтому она показана на рисунке 1б. Можно увидеть, что в рассматриваемый период выбранная ставка денежного рынка достаточно хорошо аппроксимирует ключевую ставку. Этого и следовало ожидать, ведь простейшее условие безарбитражности позволяет сказать, что в теории ставки денежного рынка должны находиться выше нижней границы процентного коридора, но могут выходить за верхнюю, когда у банков недостаточно обеспечения для привлечения средств по операциям постоянного действия предоставления ликвидности.

Несмотря на то, что ключевая ставка была введена лишь в 2013 году, до этого момента все же существовали минимальные ставки по аукционам РЕПО, поэтому для понимания того, что в данной работе исследуется именно влияние ставок денежного рынка, а не каких-либо других, на ставки по кредитам конечным заемщикам, на рисунке 1в представлена динамика «аналога» ключевой ставки. Из этого графика можно понять, что минимальная ставка по аукционам РЕПО значительно расходилась со ставками денежного рынка в период до 2012 года.

В качестве ставок по кредитам конечным заемщикам принимались ставки по кредитам нефинансовым организациям.

В работе используется большой массив данных. В VAR-модели в качестве эндогенных переменных мы включили процентное изменение индекса промышленного производства, инфляцию, измеренную по ИПЦ, MIA CR (среднюю за месяц), ставку по кредитам нефинансовым организациям свыше года, процентное изменение объемов выданных кредитов нефинансовым организациям на срок свыше года и процентное изменение курса доллара. Экзогенной переменной выступало процентное изменение цен

на нефть. Все ряды представлены на горизонте с февраля 2003 по март 2015 года и имеют месячную частоту.

В моделях, содержащих ненаблюдаемые компоненты, используется 45 рядов, не считая ставку денежного рынка. Информацию об используемых рядах можно найти в приложении А.

Все ряды были приведены к «приближенно» стационарному виду¹¹ и сезонно скорректированы при необходимости. Это значит, что в экономике при отсутствии структурных сдвигов данные переменные были бы стационарными. Дифференцирование рядов может быть связано с потерей информации, например, вследствие потери коинтеграционного члена, но мы не касаемся этой проблемы в данной работе. Более подробное описание проблемы в контексте FAVAR (DFM) можно найти в работах *Banerjee et al. (2014)*, *Varigozzi et al. (2014)*.

¹¹ Подробнее см. *Korobilis (2013)*.

4. Результаты

4.1. VAR

В первую очередь мы оценили структурную векторную авторегрессию. Для определения количества лагов в модели был использован критерий Ханнана – Куинна и информационный критерий Шварца. Выбор пал на эти два критерия, так как они дают состоятельные оценки количества лагов модели (см. *Lutkepohl (2005), chapter 4, 8*). Результаты этих тестов представлены в таблице 1. Оба критерия выбирают один лаг. Полученный импульсный отклик¹² можно найти на рисунке 2а (отклик M1ACR на себя приведен для понимания масштабов начального шока, рисунок 2б).

Как говорилось выше, российская экономика в исследуемый период была подвержена структурным изменениям (например, переход от структурного профицита к структурному дефициту ликвидности), поэтому стандартное предположение о неизменности коэффициентов во времени не обязано быть верным. Для проверки гипотезы о стабильности коэффициентов были использованы тест Чоу и тест Эндрюса – *Andrews (1993)*. Для теста Чоу в качестве месяца, в который исследовался структурный сдвиг, был выбран ноябрь 2008 года, когда было резкое падение индекса промышленного производства. Чтобы избежать зависимости от выбранной точки структурного сдвига, также был использован тест Эндрюса. В результате статистики обоих тестов попали далеко в хвосты распределений (p -value меньше 10^{-5}). Это говорит об отвержении гипотезы о стабильности коэффициентов в рассматриваемый период, что может быть следствием нескольких причин, которые будут обсуждаться далее.

Мы обнаруживаем, что при использовании более короткой выборки (с января 2010 года) отклик является более сильным и продолжительным, чем при использовании выборки с 2003 года. С учетом того, что более длительный период (с 2003 года) включает не только годы структурного дефицита ликвидности, но и годы профицита, вывод об увеличении силы отклика кажется обоснованным, а вывод о продолжительности отклика, наоборот, представляется малообоснованным. Само понятие изменения ситуации с банковской ликвидностью предполагает структурный сдвиг, поэтому не приходится надеяться на стабильность коэффициентов полученной модели.

¹² Естественно, что импульсный отклик зависит от идентификационной схемы, здесь используется разложение Холецкого, а переменные расположены в порядке, указанном выше.

4.2. FAVAR

Для того чтобы не дробить модели на небольшие выборки, мы остановились на модели с изменяющимися во времени коэффициентами, но сначала мы попробуем исключить нестабильность модели из-за пропуска значимых переменных.

Чтобы не перебирать большое количество спецификаций, мы воспользовались предложенным в работе *Bernanke et al. (2005)* методом факторных векторных авторегрессий. Как и в исследовании *Bernanke et al. (2005)*, в данной работе мы применили идентификационную схему с разделением переменных на быстрые и медленные. С помощью различных критериев, предложенных в работах *Bai and Ng (2002)* и *Cheng et al. (2014)*, было выбрано от двух до шести факторов. Список рядов, разделение их на быстрые и медленные, а также преобразования, которые были с ними предварительно проделаны, можно найти в приложении А. Графики, демонстрирующие отклик краткосрочных и долгосрочных ставок по кредитам конечным заемщикам на изменение ставки денежного рынка на 1 п.п. для периодов, предложенных ранее, представлены на рисунках 3 и 4.

Несмотря на то, что отклики оказываются достаточно похожими, можно увидеть, что использование оценки со сжимающей функцией штрафа (*shrinkage estimator*), как в работе *Cheng et al. (2014)*, сигнализирует о наличии структурного сдвига в рассматриваемый период. К сожалению, этот метод имеет ряд ограничений. Во-первых, метод не может состоятельно оценить дату структурного сдвига. Во-вторых, может быть зафиксирован лишь один структурный сдвиг. Но даже при этих недостатках, метод позволяет сделать вывод о наличии структурного сдвига (см. таблицу 2 в приложении Б).

4.3. TVP FAVAR

Поняв, что добавление ненаблюдаемых компонент не решает проблемы, связанной с нестабильностью коэффициентов модели, мы переходим к моделям с изменяющимися во времени коэффициентами¹³. Далее будет рассмотрена модель, в которой ряд коэффициентов следует случайному блужданию. В частности, будет использована модель TVP FAVAR.

TVP FAVAR, используемая в данной работе, очень похожа на модель, описываемую в работе *Mumtaz et al. (2011)*, однако имеет одно отличие. В уравнение для

¹³ Нелинейности могут быть важны и в моделях с постоянной структурой, см., например, *Brunnermeier and Sannikov (2014,2015)*.

наблюдаемых переменных добавлена изменяющаяся во времени константа ($c_{0,t}$ вместо c_0). Причина этого в том, что в быстро изменяющихся экономиках некоторые переменные могут не иметь устойчивого уровня. Избежать этого можно с помощью различного рода трансформаций. В данной же работе мы не прибегаем к такому методу. Как говорилось ранее, основной акцент работы делается на ставках, которые хотелось бы исследовать в уровнях. Устойчивый же уровень ставок зависит от устойчивого уровня инфляции. Данная работа в большей степени ориентирована на исследование изменения в циклической компоненте ставок, поэтому мы вводим стохастический тренд, для того чтобы исключить влияние шоков структурной компоненты, которые могут иметь другое влияние на экономику.

Мы рассматриваем выборку с июня 2006 года по ноябрь 2014 года. Это связано с тем, что крайние точки в достаточной степени влияют на результаты оценки при методе, который используется в статье, и длине выборки, которая доступна на данный момент. Результаты оценок для выборки, ограниченной мартом 2015 года, справочно приведены в приложении Б. Не совсем правильно будет сказать, что выборка начинается с июня 2006 года, так как предыдущие данные тоже используются, однако лишь в качестве обучающей выборки для построения априорных распределений некоторых параметров модели.

Переходя к результатам, можно увидеть, что динамика откликов отличается от результатов, полученных в предыдущих моделях. Во-первых, мы видим более сильную реакцию ставок (рисунки 5 и 7). Если используется модель, которая не включает в себя стохастические тренды (рисунок б), отличия также прослеживаются (и достаточно сильные), однако в меньшей степени. Можно заметить, что все три модели дают различные импульсные отклики. Сначала мы обсудим результаты в разрезе этих моделей, а затем более подробно остановимся на результатах факторной векторной авторегрессии с изменяющимися во времени параметрами.

Как говорилось выше, VAR-модели имеют ряд недостатков, связанных с постоянством коэффициентов и возможностью неправильной спецификации. Вторая проблема частично решается с помощью ненаблюдаемых факторов, однако может случиться так, что выделенные факторы будут объяснять малую долю вариации интересующей переменной. Чтобы проверить это, иногда сравнивают оценки дисперсий необъясняемых частей интересующих переменных в VAR- и FAVAR-моделях. Для моделей, представленных в данной работе, приведем оценки дисперсий для

долгосрочных ставок по кредитам нефинансовым организациям, ведь именно для них строилась VAR-модель.

На длинной выборке оценка дисперсии долгосрочных ставок в VAR-модели составляет 22% от вариации ставок, а в FAVAR-модели – 38%. На короткой выборке – 10 и 21% соответственно. Отсюда можно сделать вывод, что VAR лучше для объяснения долгосрочных ставок, однако корректно ли данное сравнение? Во-первых, оценки дисперсий получены в разных концепциях. Так FAVAR оценивался в рамках байесовской эконометрики, а VAR нет. Во-вторых, объясняемая часть вариации тесно связана с понятием переобучения. В-третьих, в рамках VAR-модели есть еще и другие уравнения (большинство из которых имеют большую необъясненную долю дисперсии), а форма импульсных откликов зависит от всех уравнений системы. Поэтому нужно сравнивать характеристики полных моделей, а не отдельных уравнений, например, отношение апостериорных вероятностей моделей или предельных функций правдоподобия, а также характеристики в стиле RMSE и *evaluating density forecast*.

В данной работе не проводилось такого сравнения (это является одним из направлений последующих работ), но и без этого можно сказать, что модели с постоянными коэффициентами для российской экономики на длинных выборках не являются хорошей аппроксимацией, а на коротких будут подвержены проблемам переобучения или слишком бедной спецификации модели.

Для сжатия пространства параметров и добавления некоторой информации, не содержащейся в данных, могут быть использованы априорные распределения, но следует очень тщательно относиться к их выбору на малых выборках, ведь результат будет в достаточной мере зависеть от априорных распределений. Так, в качестве альтернативы к используемым в этой работе могут быть выбраны стандартные распределения в стиле *Minnesota prior* или более заточенные на сжатие, такие как априорные распределения, использующиеся в SSVS-моделях (*stochastic search variable selection*) – см., например, *George, Sun and Ni (2008)*. Априорные распределения DSGE-VAR, предложенные в работе *Del Negro and Schorfheide (2004)*, служат для добавления в модель информации, вытекающей из решения оптимизационных задач отдельных агентов, а также автоматически решают проблему с идентификационной схемой. Помимо байесовских моделей, для сжатия пространства параметров могут быть использованы *shrinkage*-модели наподобие предложенных в статье *Tibshirani (1996)*, но они тоже не очень эффективны на малых выборках.

Дав некое описание проблем, возникающих в моделях с постоянными коэффициентами, и ряда методов, которые помогают смягчить влияние этих проблем, далее приводим результаты моделей с изменяющимися во времени коэффициентами.

Следующей рассматриваемой моделью в нашей работе является факторная векторная авторегрессия с изменяющимися во времени параметрами. Основная спецификация содержала три фактора, за исключением ставки денежного рынка, два лага и оценивалась на выборке с июня 2006 года по ноябрь 2014 года. Количество факторов было выбрано исходя из формальных тестов¹⁴, но для факторных моделей с постоянными коэффициентами, при этом критерии давали различные оценки, поэтому стоит посмотреть на чувствительность результатов к изменению числа факторов. В приложении Б на рисунках Б2 и Б3 можно увидеть импульсные отклики для моделей с двумя и четырьмя факторами¹⁵. На рисунке Б7 прослеживается, что как при увеличении, так и при уменьшении числа факторов оценка влияния шоков ставок денежного рынка на ставки по кредитам нефинансовым организациям значительно варьируется.

Мы видим, что при увеличении числа факторов с двух до трех происходит значительное изменение величины импульсных откликов, однако они все еще слабо меняются во времени, но уже при увеличении до четырех факторов появляется значительная вариабельность. Представляется вполне возможным, что в первом случае это добавление новой информации, а во втором – проблема, связанная с переобучением, поэтому результаты моделей с большим числом факторов не приводятся. Аналогичные выводы верны и относительно числа лагов в модели (см. рисунки Б4, Б5 и Б7)

Полученные в основной модели результаты позволяют сделать вывод о наличии значительного влияния неожиданных шоков ставок денежного рынка на ставки по кредитам нефинансовым организациям. Как и ожидалось, краткосрочные ставки реагируют на шоки в большей мере, чем долгосрочные. Неожиданным для авторов является величина полученного отклика (больше ожидаемого). По краткосрочным ставкам величина отклика находится в районе 1,1–1,2 п.п., а по долгосрочным – в районе 0,6–0,7. Дальнейшее затухание происходит в силу стационарности системы. Уменьшение начального отклика в два раза происходит ориентировочно за полгода.

¹⁴ Стоит отметить, что модели строятся в байесовской концепции, а результаты критериев получены для классической концепции.

¹⁵ Все доводы относительно числа факторов и лагов, изложенные ниже, являются лишь неким суждением авторов и не основаны на каких-либо формальных тестах.

Также неожиданным является относительное постоянство функций импульсного отклика во времени¹⁶, хотя в некоторых спецификациях, например, без стохастических трендов или с четырьмя факторами, можно увидеть значительно отличающуюся в кризис реакцию. Теме различного поведения экономики в кризис посвящено огромное количество работ, поэтому здесь мы не будем подробно останавливаться на этом вопросе, скажем лишь, что в нашей основной модели есть переменные, реакция которых значительно варьируется во времени, но эти переменные не являются предметом исследования данной работы. Полученные в данной работе результаты не противоречат результатам работ для других стран¹⁷. Так, например, в работе *Sonali Das (2015)* показано, что в Индии только 30% изменения ставки денежного рынка передается на ставку по кредитам (prime lending rate). В работе *Matemilola, Bany-Ariffin, Muhtar (2014)* по Южной Африке ставка по кредитам изменяется на 0,75% при изменении ставки денежного рынка на 1%. Что касается исследований европейских стран, то в статье *De Bondt (2005)* приводятся результаты различных исследований. Приведенные результаты разнятся как между странами, так и между разными исследованиями одной страны. Например, в работе *Mojon (2000)* реакция на коротком временном интервале (3 месяца) краткосрочных кредитных ставок на постоянное изменение ставки денежного рынка на 1% составляет для Бельгии 1%, для Германии 0,36%, для Испании 0,55%, для Франции 0,71%, для Италии 0,62%, для Нидерландов 1,12% на сопоставимых временных периодах, а в долгосрочном периоде априорно предполагалась полная трансмиссия. Для долгосрочных ставок по кредитам за короткий временной промежуток наблюдалась меньшая реакция на тот же шок ставки денежного рынка (для Бельгии 0,61%, для Испании 0,18%, для Франции 0,42%), при том же допущении о долгосрочной реакции.

¹⁶ Одинаковый отклик в начальный период обусловлен спецификацией модели, однако, спецификации с вариабельностью в начальной точке давали похожие результаты и их результаты могут быть получены по запросу

¹⁷ Стоит отметить, что ввиду применения различных подходов нельзя говорить о полном соответствии

5. Заключение

В этой работе мы исследуем влияние ставок денежного рынка на ставки по кредитам конечным заемщикам. Начав с простейших моделей, мы последовательно усложняли наш подход: от учета большего объема информации до учета структурных сдвигов. В отличие от большинства предыдущих работ, исследовавших влияние ставок денежного рынка или каких-либо инструментов ДКП на экономику и ставки по кредитам конечным заемщикам, был сделан вывод о значительном влиянии неожиданных неструктурных изменений ставок денежного рынка.

Также попутно был проведен ряд формальных тестов, которые показывают наличие структурных сдвигов в российской экономике в период с 2003 года.

В заключение хотелось бы очертить круг дальнейших направлений работы. Одним из важнейших направлений является работа с другими типами моделей с изменяющимися во времени коэффициентами, такими как модели markov-switching. Данные модели имеют более постоянную структуру, чем модели, в которых коэффициенты меняются случайным образом (случайные блуждания), но являются более гибкими, чем модели с постоянными коэффициентами. Другим направлением является проверка чувствительности модели TVP FAVAR к выбору различных априорных распределений, возможно, не основанных на начальной выборке. Отдельное внимание хотелось бы уделить выбору идентификационной схемы и исследованию ее влияния на получаемые результаты.

Список литературы

1. Akerlof G.A., Dickens W.R., Perry, G.L. (1996). The Macroeconomics of Low Inflation. *Brookings Papers on Economic Activity, Economic Studies Program, The Brookings Institution*, vol. 27 (1), p. 1–76.
2. Anderson G., Moore G. (1985) A linear algebraic procedure for solving linear perfect foresight models. *Economics Letters, Elsevier*, vol. 17 (3), pp. 247–252.
3. Andrews D. (1993) Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point. *Econometrica, Econometric Society*, vol. 61 (4), pp. 821–56.
4. Auerbach A.J., Gorodnichenko Y. (2012) Measuring the output responses to fiscal policy. *American Economic Journal: Economic Policy, American Economic Association*, vol. 4 (2), pp. 1–27.
5. Bai J., Ng S. (2002). Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models. *Econometrica, Econometric Society*, vol. 70 (1), pp. 191–221.
6. Banerjee A., Marcellino M., Masten I. (2014) Structural FECM: Cointegration in large-scale structural FAVAR models. *CEPR Discussion Papers 9858, C.E.P.R. Discussion Papers*.
7. Barigozzi M., Lippi M., Luciani M. (2014) Dynamic Factor Models, Cointegration and Error Correction Mechanisms. *Working Papers ECARES ECARES 2014-14, ULB – Universite Libre de Bruxelles*.
8. Baumeister Ch., Hamilton J.D. (2014) Sign Restrictions, Structural Vector Autoregressions, and Useful Prior Information. *NBER Working Papers 20741, National Bureau of Economic Research, Inc.*
9. Bernanke B.S., Boivin J., Elias P. (2005). Measuring the effects of monetary policy: A factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 120(1), pp. 387–422
10. Bindseil U. (2004) Monetary Policy Implementation: Theory, Past, and Present. New York: Oxford University Press.
11. Boivin J., Kiley M.T., Mishkin F.S. (2010) How Has the Monetary Transmission Mechanism Evolved Over Time? *Handbook of Monetary Economics*, ed. 1, vol. 3, ch. 8, pp. 369–422. Elsevier.
12. Borio C., Kharroubi E., Upper C., Zampolli F. (2015) Labour reallocation and productivity dynamics: financial causes, real consequences. *BIS Working Papers 534, Bank for International Settlements*.
13. Brunnermeier M.K., Sannikov Y. (2016). The I Theory of Money. Manuscript.
14. Brunnermeier M.K., Sannikov Y. (2014) A Macroeconomic Model with a Financial Sector. *American Economic Review*, vol. 104(2), pp. 379–421, February.
15. Casella G., George E.I. (1992) Explaining the Gibbs Sampler. *The American Statistician*, vol. 46, no. 3, pp. 167–174.
16. Cheng X., Liao Z., Schorfheide F. (2014) Shrinkage Estimation of High-Dimensional Factor Models with Structural Instabilities. *NBER Working Papers 19792, National Bureau of Economic Research, Inc.*
17. Chib S., Greenberg E. (1995) Understanding the Metropolis-Hastings algorithm. *The American Statistician*, vol. 49, no. 4.
18. Christiano L., Rostagno M., Motto R. (2010) Financial factors in economic fluctuations. *Working Paper Series 1192, European Central Bank*.
19. De Bondt G.J. (2005) Interest Rate Pass-Through: Empirical Results for the Euro Area. *German Economic Review, Verein für Socialpolitik*, vol. 6(1), pp. 37–78.
20. Del Negro M., Schorfheide F. (2004) Priors from General Equilibrium Models for VARs. *International Economic Review, Department of Economics, University of Pennsylvania and Osaka University Institute of Social and Economic Research Association*, vol. 45 (2), pp. 643–673.
21. Ellis C., Mumtaz H., Zabczyk P. (2011) What lies beneath? A time-varying FAVAR model for the UK transmission mechanism. *Working Paper Series*, no. 1320, European Central Bank.

22. George E., Sun D., Ni, S. (2008) Bayesian stochastic search for VAR model restrictions. *Journal of Econometrics*, vol. 142, pp. 553–580.
23. Gerali A., Neri S., Sessa L., Signoretto F. (2010) Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area. *Journal of Money, Credit and Banking*, Blackwell Publishing, vol. 42 (s1), pp. 107–141.
24. Gertler M., Karadi P. (2011) A model of unconventional monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, vol. 58 (1), pp. 17–34.
25. Gertler M., Karadi P. (2015) Monetary Policy Surprises, Credit Costs, and Economic Activity. *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 7 (1), pp. 44–76.
26. Gorodnichenko Y., Ng S. (2010) Estimation of DSGE models when data are persistent. *Journal of Monetary Economics*, vol. 57, pp. 325–340.
27. Hubrich K., Terasvirta T. (2013) Thresholds and Smooth Transitions in Vector Autoregressive Models. *CREATES Research Papers*, vol. 18, School of Economics and Management, University of Aarhus.
28. Jakab Z., Kumhof M. (2015) Banks are not intermediaries of loanable funds – and why this matters. *Bank of England, Working Paper No. 529*.
29. Kashyap A.K., Stein J.C. (2000) What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy? *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 90 (3), pp. 407–428.
30. Kilian L. (2013) Structural vector autoregressions. *Handbook of Research Methods and Applications in Empirical Macroeconomics*, ch. 22, pp. 515–554. Edward Elgar.
31. Koop G. (2003) Bayesian Econometrics. Wiley-Interscience; 1st ed.
32. Korobilis D. (2013) Assessing the Transmission of Monetary Policy Using Time-varying Parameter Dynamic Factor Models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Department of Economics, University of Oxford, vol. 75 (2), p. 157–179.
33. Kulish M., Pagan A. (2014) Estimation and Solution of Models with Expectations and Structural Changes. *Dynare Working Papers 34*, CEPREMAP.
34. Lütkepohl H. (2005) New Introduction to Multiple Time Series Analysis. Springer.
35. Maih J. (2015) Efficient Perturbation Methods For Solving Regime-Switching DSGE Models. *Norges Bank's Working Papers*, 1/2015.
36. Matemilola B.T., Bany-Ariffin A.N., Etudaiye Muhtar F. (2014) The Impact of Monetary Policy on Bank Lending Rate in South Africa. *Borsa Istanbul Review*, vol. 15(1).
37. Mertens K., Ravn M.O. (2013) The Dynamic Effects of Personal and Corporate Income Tax Changes in the United States. *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 103 (4), pp. 1212–1247.
38. Mojon B. (2000) Financial Structure and the Interest Rate Channel of ECB Monetary Policy. *ECB Working Paper*, no. 40.
39. Primiceri G.E. (2005) Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy. *Review of Economic Studies*, Oxford University Press, vol. 72 (3), pp. 821–852.
40. Ramey V.A. (2015) Macroeconomic Shocks and Their Propagation. Preliminary draft for Handbook of Macroeconomics, vol. 2.
41. Romer C.D., Romer D.H. (1989) Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz. *NBER Macroeconomics Annual 1989*, vol. 4, pp. 121–184. National Bureau of Economic Research, Inc.
42. Romer C.D., Romer D.H. (2010) The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks. *American Economic Review*, vol. 100, pp. 763–801.
43. Sims C.A. (2002) Solving Linear Rational Expectations Models. *Computational Economics, Society for Computational Economics*, vol. 20 (1–2), pp. 1–20.
44. Sims C.A., Waggoner D.F., Zha T. (2008) Methods for inference in large multiple-equation Markov-switching models. *Journal of Econometrics*, Elsevier, vol. 146 (2), pp. 255–274.

45. Sonali D. (2015) Monetary Policy in India: Transmission to Bank Rates. *IMF Working Papers 12/36*, International Monetary Fund.
46. Stock J.H., Watson M.W. (2005) Implications of Dynamic Factor Models for VAR Analysis. *NBER Working Papers 11467*, National Bureau of Economic Research, Inc.
47. Stock J.H., Watson M.W. (2010) Dynamic Factor Models. *The Oxford Handbook of Economic Forecasting*, vol. 1, Elsevier. Ed. by M.P. Clements, and D.F. Hendry.
48. Stock J.H., Watson M.W. (2012) Disentangling the Channels of the 2007–2009 Recession. *NBER Working Papers 18094*, National Bureau of Economic Research, Inc.
49. Tibshirani R. (1996) Regression shrinkage and selection via lasso. *Journal of Royal Statistical Society*, vol. 58, is. 1, pp. 267–288
50. Tierney L. (1994). Markov Chains for Exploring Posterior Distributions. *The Annals of Statistics*, vol. 22, no. 4, pp. 1701–1728.
51. Аршавский А., Родионова А. Формирование номинальной доходности на российском рынке государственных ценных бумаг: исследование эффекта Фишера // *Экономическая политика*. 2012. № 4. С. 68–84.
52. Дробышевский С.М., Трунин П.В., Каменских М.В. Анализ трансмиссионных механизмов денежно-кредитной политики в российской экономике // *Институт экономики переходного периода. Научные труды*. 2008. № 116Р.
53. Попов А., Стырин К. Моделирование функций отклика макропеременных на денежные шоки на российский данных. М.: РЭШ, 2013.

Приложение А

В *таблице* представлены переменные, которые были использованы в модели. Преобразование: 1 – разность логарифмов, 2 – без изменения. Тип переменной: 0 – «медленная» переменная, 1 – «быстрая» переменная.

Ряд	Преобразование	Тип переменной	Ряд	Преобразование	Тип переменной
Добыча полезных ископаемых	2	0	ИЦП – Обрабатывающие производства	2	0
Обрабатывающие производства	2	0	ИЦП – Производство и распределение электроэнергии, газа и воды	2	0
Производство и распределение электроэнергии, газа и воды	2	0	ИЦП на продукцию животноводства	2	0
Грузооборот транспорта, включая коммерческий и некоммерческий грузооборот	2	0	Сводный индекс цен строительной продукции	2	0
Инвестиции в основной капитал	2	0	Индексы тарифов на грузовые перевозки	2	0
Объем работ по виду деятельности «Строительство»	2	0	Оборот ОФЗ	1	1
Ввод в действие жилых домов организациями	2	0	Курс доллара	1	1
Экспорт товаров – всего	2	0	Курс евро	1	1
Импорт товаров – всего	2	0	ЕМВІ	2	1
Оборот розничной торговли	2	0	ММВБ	1	1
Объем платных услуг населению	2	0	US Treasury 10 лет	2	1
Численность официально зарегистрированных безработных граждан	2	0	LIBOR 1 месяц	2	1
Заявленная работодателями потребность в работниках	2	0	Доходность ОФЗ 1 год	2	1
Реальная начисленная заработная плата одного работника	2	0	Доходность ОФЗ 3 года	2	1
Реальный размер назначенных пенсий	2	0	Доходность ОФЗ 5 лет	2	1
Реальные денежные доходы	2	0	Доходность ОФЗ 10 лет	2	1
Объем вкладов (депозитов) и прочих привлеченных средств физических лиц – всего	2	0	М0	1	1
Консолидированный бюджет – доходы	2	0	М2	1	1
Консолидированный бюджет – расходы	2	0	Ставки по кредитам физических лиц до 1 года	2	1
Кредиты и прочие размещенные средства, предоставленные организациям до 1 года	2	0	Ставки по кредитам физических лиц свыше 1 года	2	1
Кредиты и прочие размещенные средства, предоставленные организациям свыше 1 года	2	0	Ставки по кредитам нефинансовым организациям до 1 года	2	1
Просроченная задолженность по заработной плате на начало месяца	2	0	Ставки по кредитам нефинансовым организациям свыше 1 года	2	1
ИЦП – Добыча полезных ископаемых	2	0			

Приложение Б

Таблица 1

Результаты критериев Ханнана – Куинна (HQ) и информационного критерия Шварца (SC, BIC) для выборки с февраля 2003 года по март 2015 года

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-844.817881...	NA	0.011950	12.60026	12.85726	12.70470
1	-585.081302...	488.9159	0.000445	9.310019	10.33801*	9.727771*
2	-532.133519...	94.99455	0.000348	9.060787	10.85978	9.791852
3	-476.170554...	95.46623	0.000262	8.767214	11.33720	9.811593
4	-452.971631...	37.52767	0.000321	8.955465	12.29645	10.31316
5	-408.694276...	67.71831	0.000292	8.833739	12.94572	10.50475
6	-370.890172...	54.48238	0.000295	8.807208	13.69019	10.79153
7	-329.802625...	55.58903	0.000289	8.732392	14.38637	11.03002
8	-276.672917...	67.19345*	0.000241*	8.480484*	14.90546	11.09143
9	-255.497838...	24.91186	0.000330	8.698498	15.89447	11.62276
10	-215.976880...	43.00810	0.000354	8.646719	16.61369	11.88429

Таблица 2

Результаты оценок структурного сдвига в модели с ненаблюдаемыми компонентами

	<i>Ширина окна для поиска структурного сдвига, мес.</i>	<i>Количество факторов до структурного сдвига</i>	<i>Количество факторов после структурного сдвига</i>	<i>Дата структурного сдвига</i>
Сильные функции штрафа	0	1	3	2008M11
	12	1	2	2008M11
	24	1	2	2008M11
Средние функции штрафа	0	3	5	2008M11
	12	4	5	2008M11
	24	4	5	2008M11
Слабые функции штрафа	0	4	6	2008M11
	12	4	5	2008M11
	24	4	5	2008M11

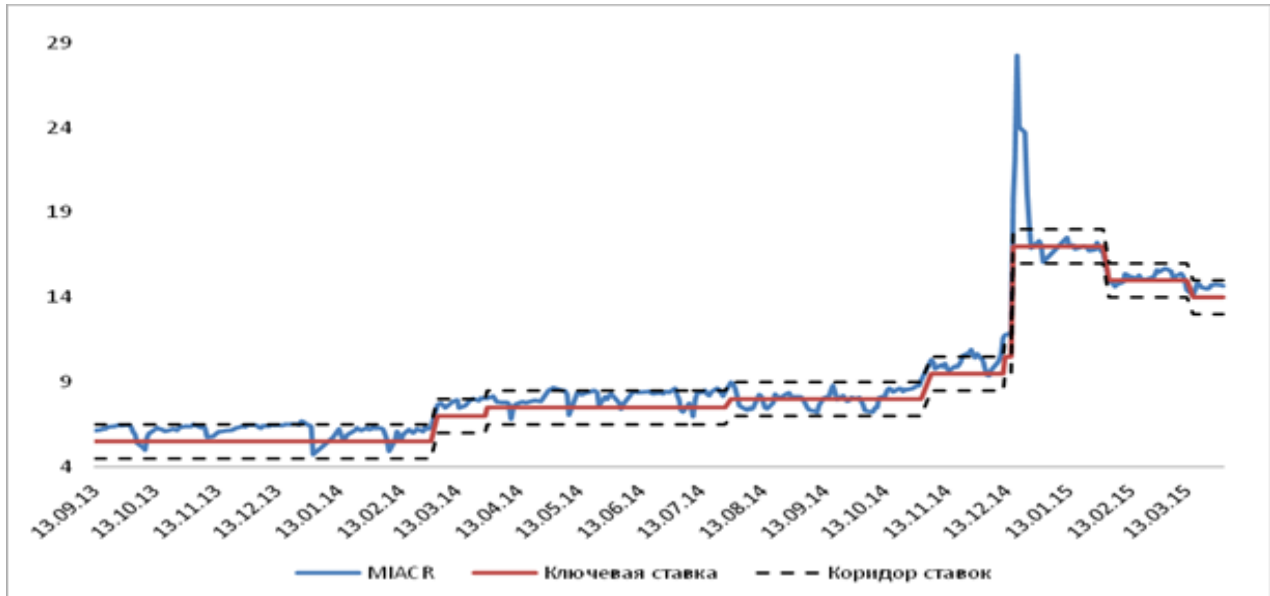


Рисунок 1а. Дневная динамика ключевой ставки, МІАСР и коридора процентных ставок

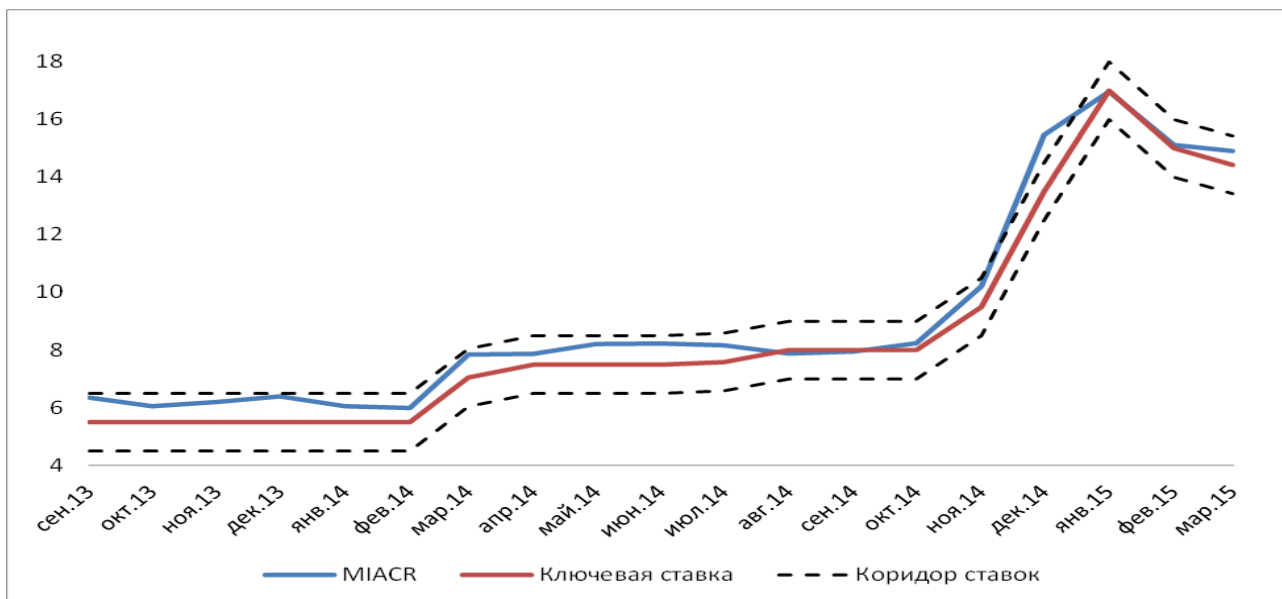
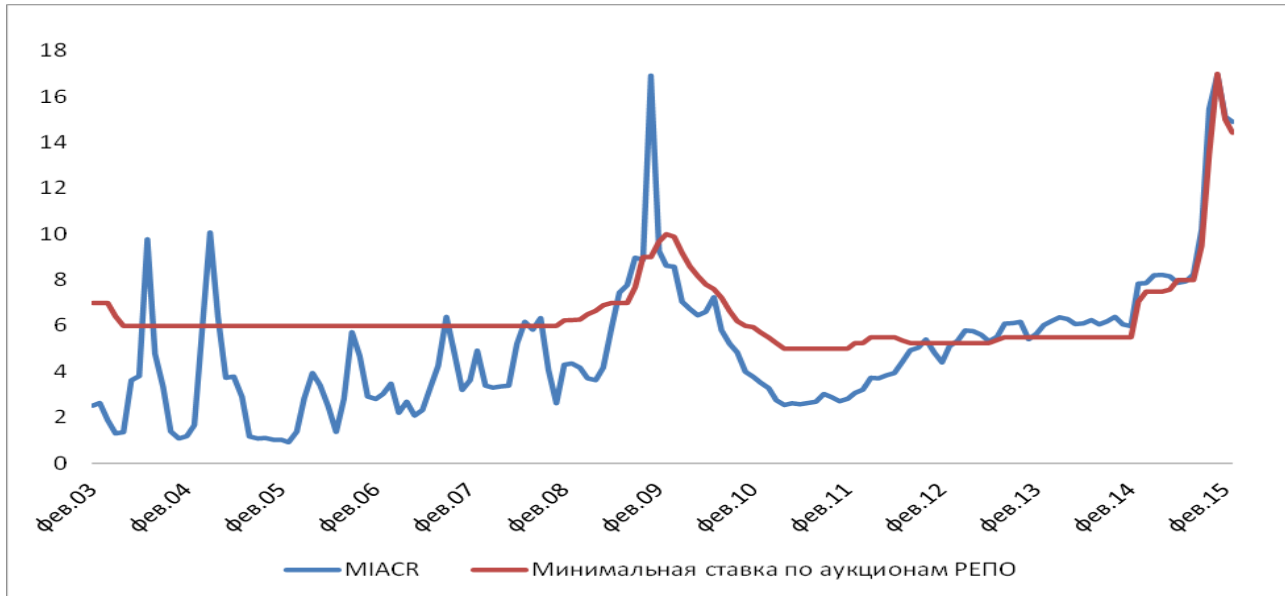
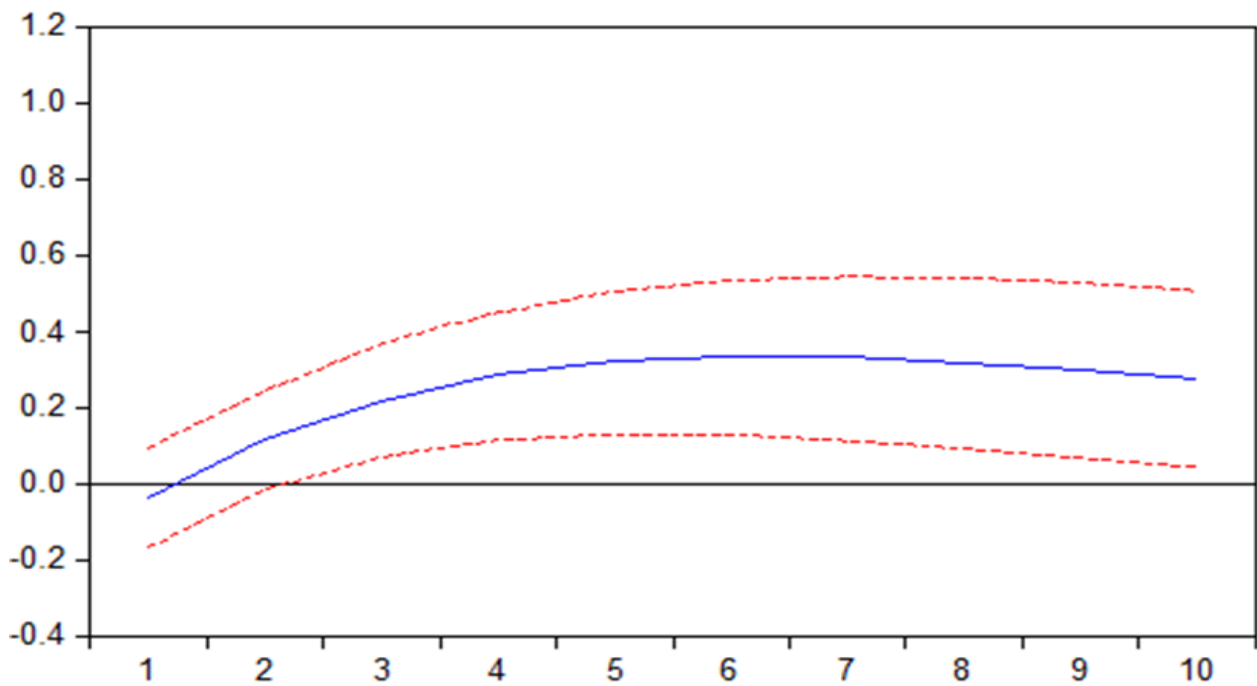


Рисунок 1б. Месячная динамика ключевой ставки, МІАСР и коридора процентных ставок



**Рисунок 1в. Месячная динамика минимальной ставки по аукционам РЕПО
и MIACR**



**Рисунок 2а. Реакция ставок по кредитам нефинансовым организациям на шок
MIACR для выборки с февраля 2003 года по март 2015 года, VAR**

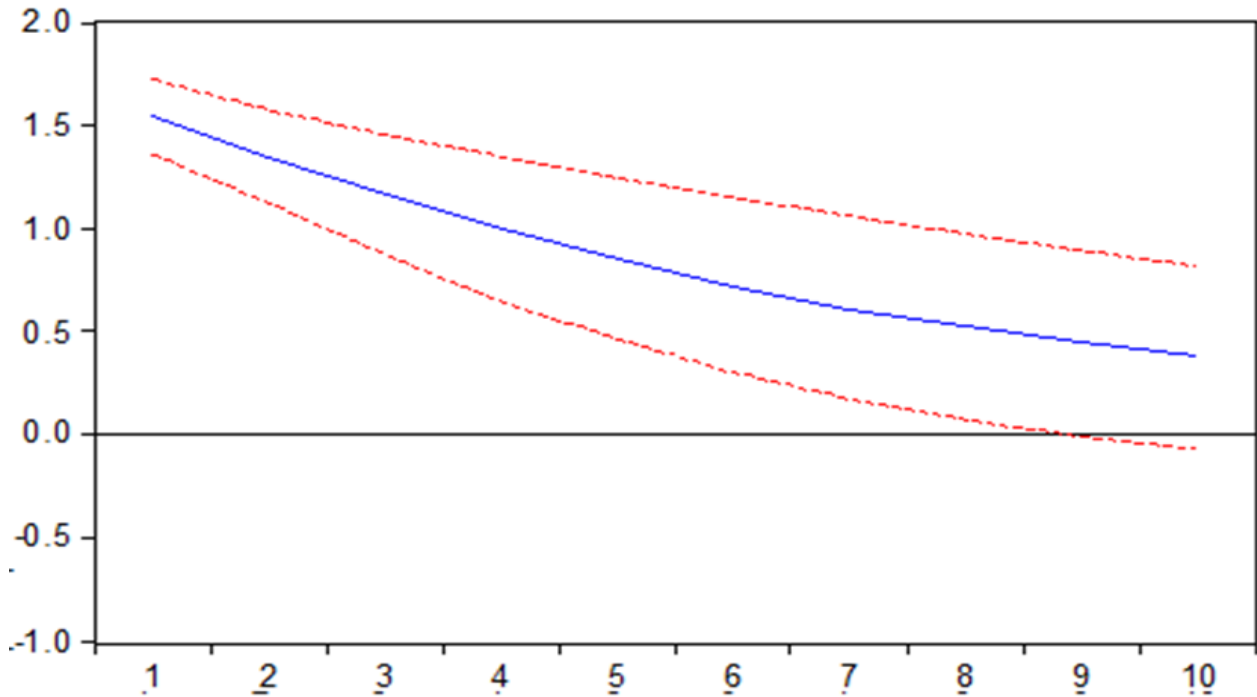


Рисунок 2б. Реакция MIACR на шок MIACR для выборки с февраля 2003 года по март 2015 года, VAR

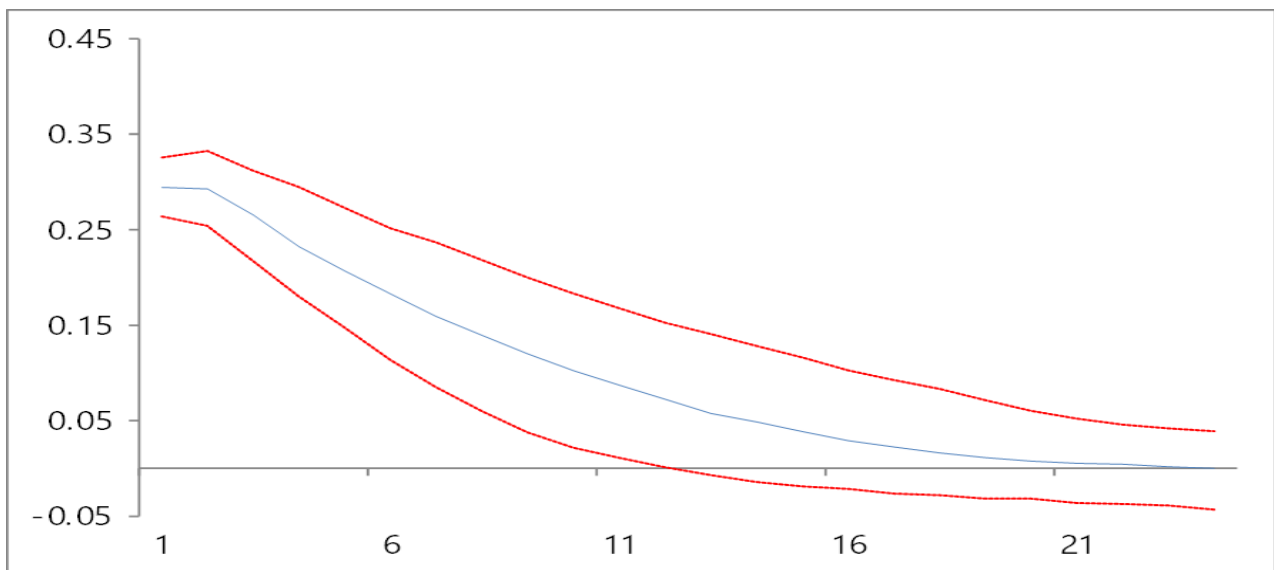


Рисунок 3а. Реакция краткосрочных ставок по кредитам нефинансовым организациям на шок MIACR в 1 п.п. для выборки с февраля 2003 года по март 2015 года, FAVAR

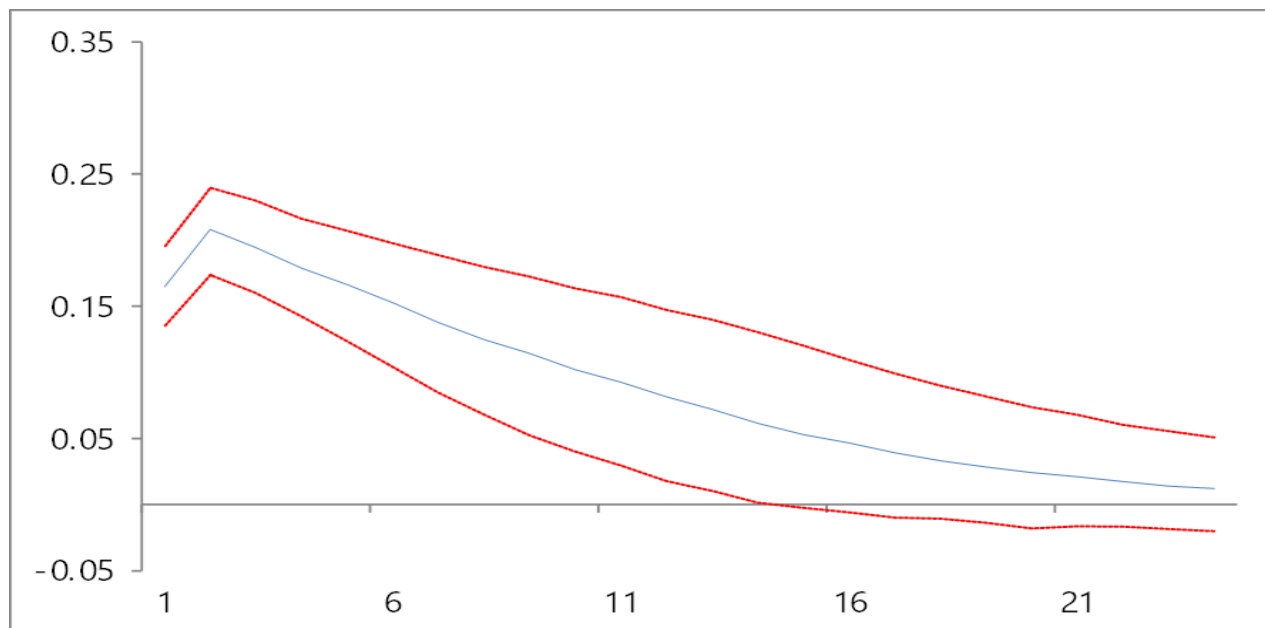


Рисунок 3б. Реакция долгосрочных ставок по кредитам нефинансовым организациям на шок MIACR в 1 п.п. для выборки с февраля 2003 года по март 2015 года, FAVAR

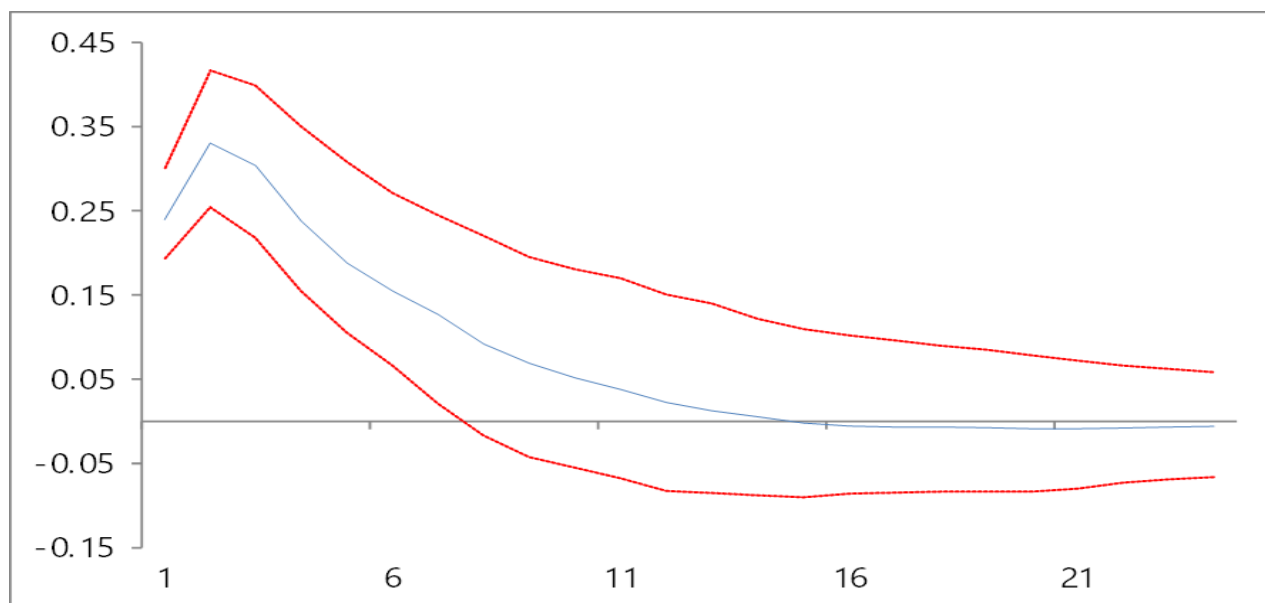


Рисунок 4а. Реакция краткосрочных ставок по кредитам нефинансовым организациям на шок MIACR в 1 п.п. для выборки с января 2010 года по март 2015 года, FAVAR

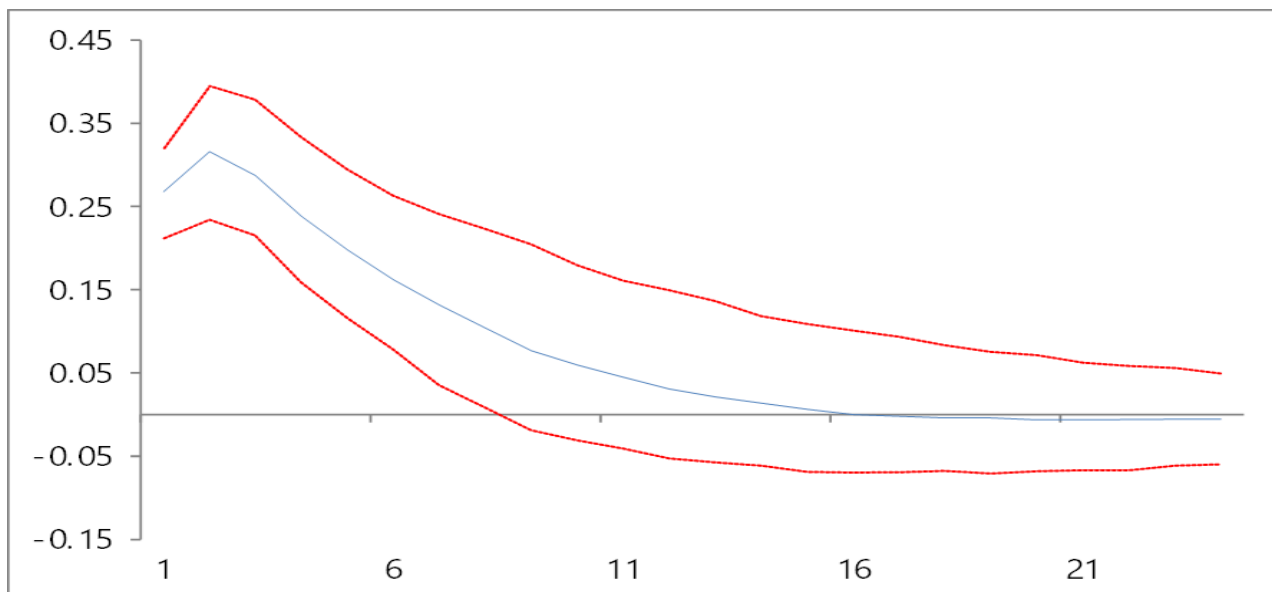


Рисунок 4б. Реакция долгосрочных ставок по кредитам нефинансовым организациям на шок MIACR в 1 п.п. для выборки с января 2010 года по март 2015 года, FAVAR

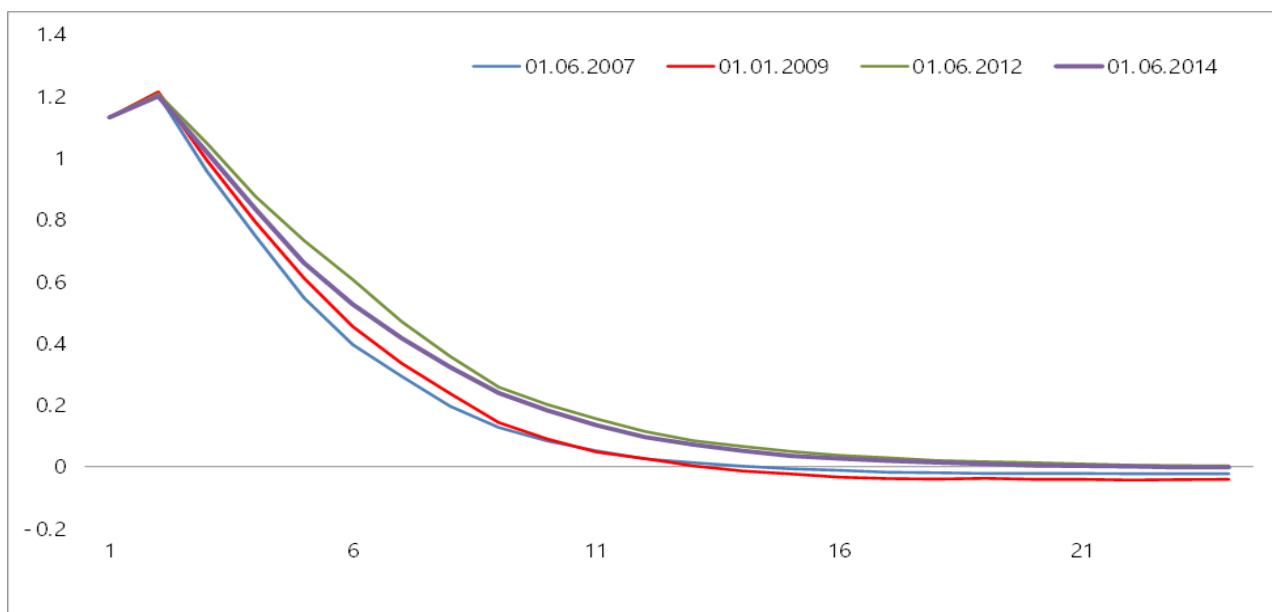


Рисунок 5а. Реакция краткосрочных ставок по кредитам нефинансовым организациям на шок MIACR в 1 п.п. для выборки с июня 2006 года по ноябрь 2014 года, TVP FAVAR со стохастическими трендами

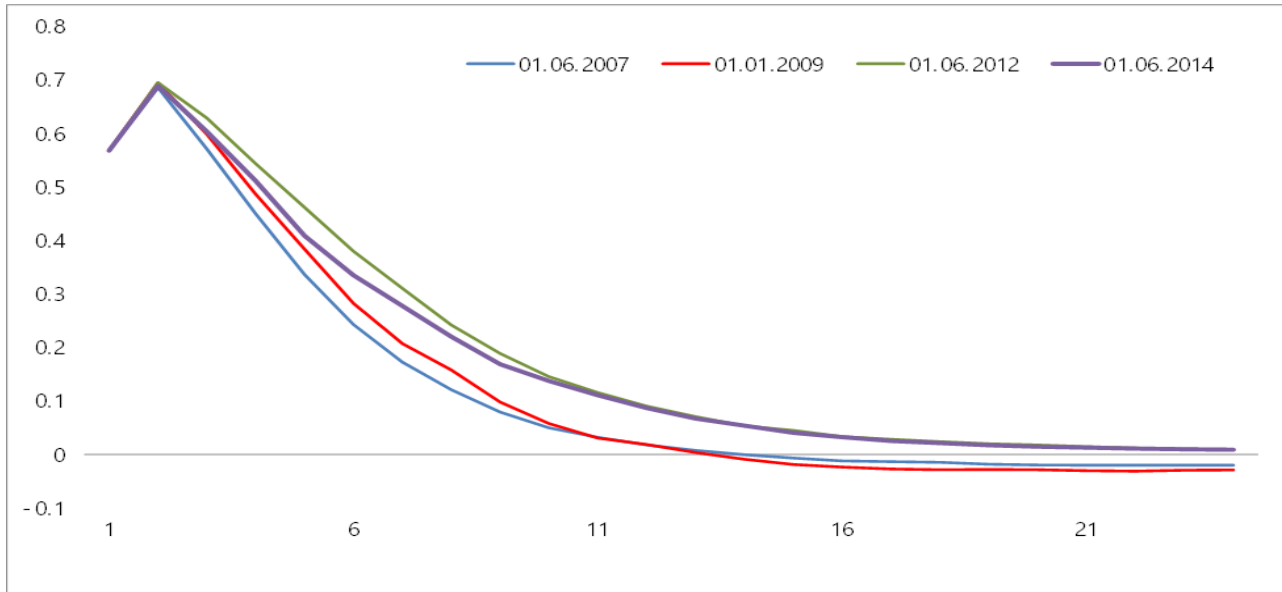


Рисунок 5б. Реакция долгосрочных ставок по кредитам нефинансовым организациям на шок MIACR в 1 п.п. для выборки с июня 2006 года по ноябрь 2014 года, TVP FAVAR со стохастическими трендами

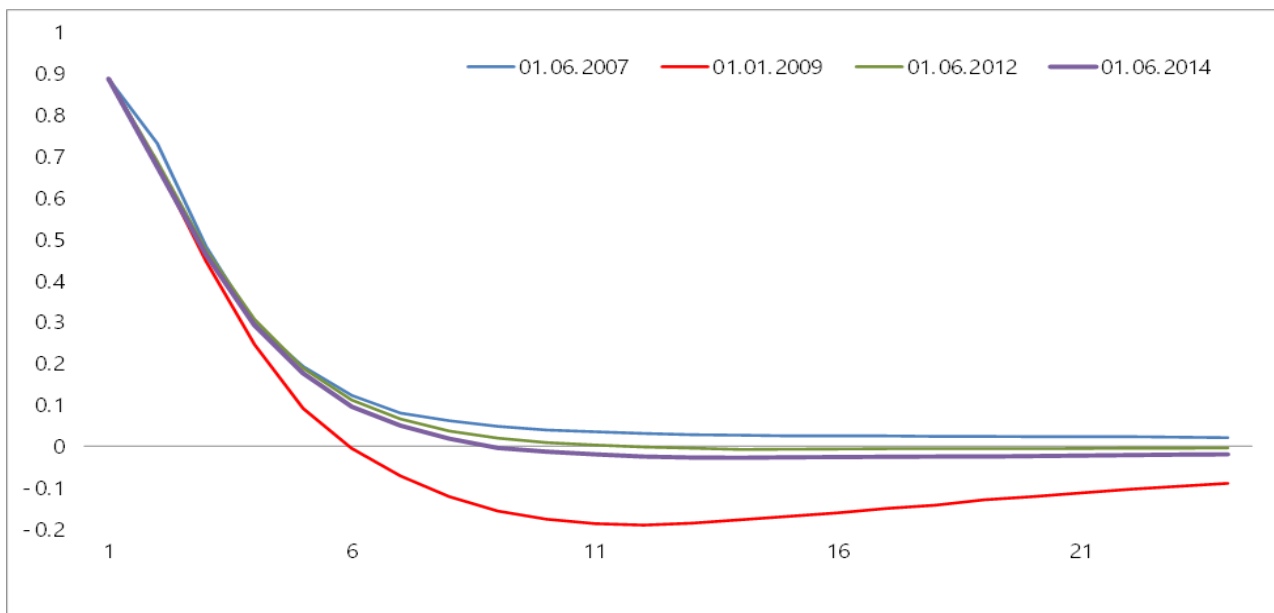


Рисунок 6а. Реакция краткосрочных ставок по кредитам нефинансовым организациям на шок MIACR в 1 п.п. для выборки с июня 2006 года по ноябрь 2014 года, TVP FAVAR без стохастических трендов

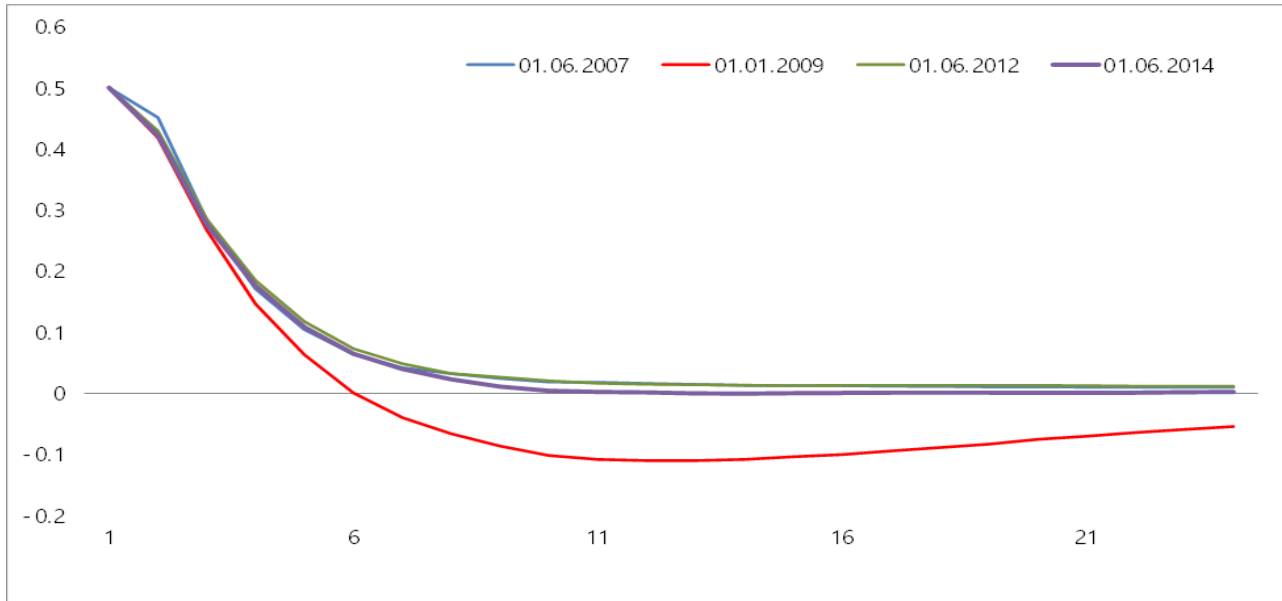


Рисунок 6б. Реакция долгосрочных ставок по кредитам нефинансовым организациям на шок MIACR в 1 п.п. для выборки с июня 2006 года по ноябрь 2014 года, TVP FAVAR без стохастических трендов

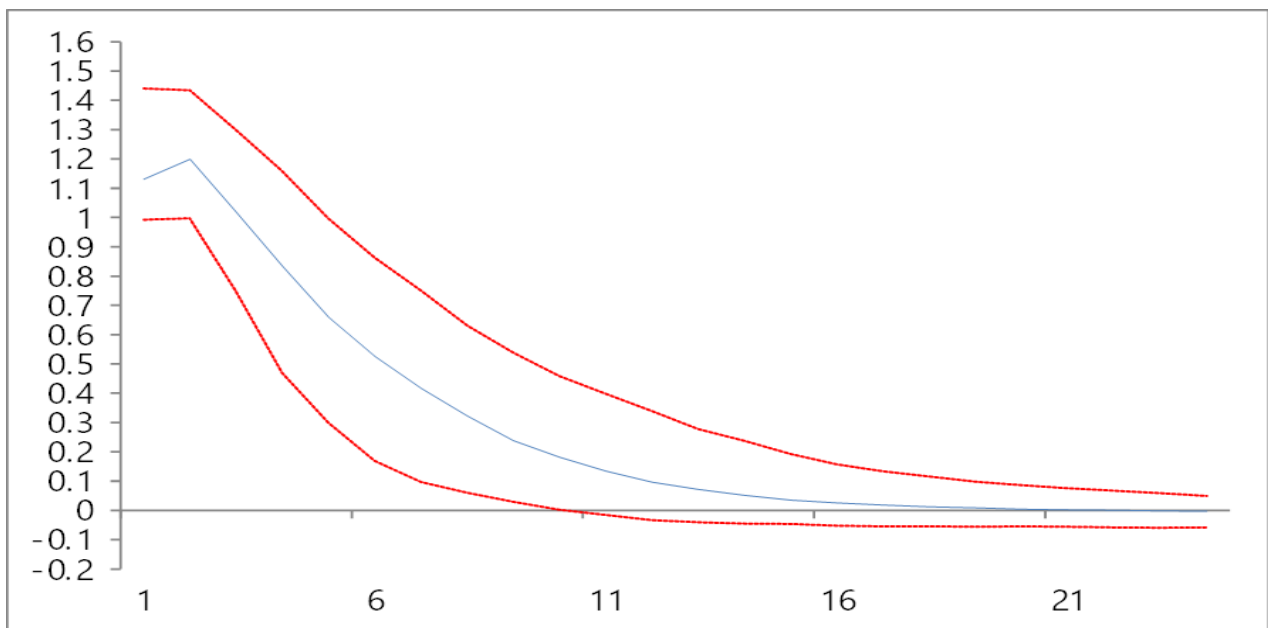


Рисунок 7а. Реакция краткосрочных ставок по кредитам нефинансовым организациям на шок MIACR в 1 п.п. для выборки с июня 2006 года по ноябрь 2014 года на июнь 2014 года, TVP FAVAR

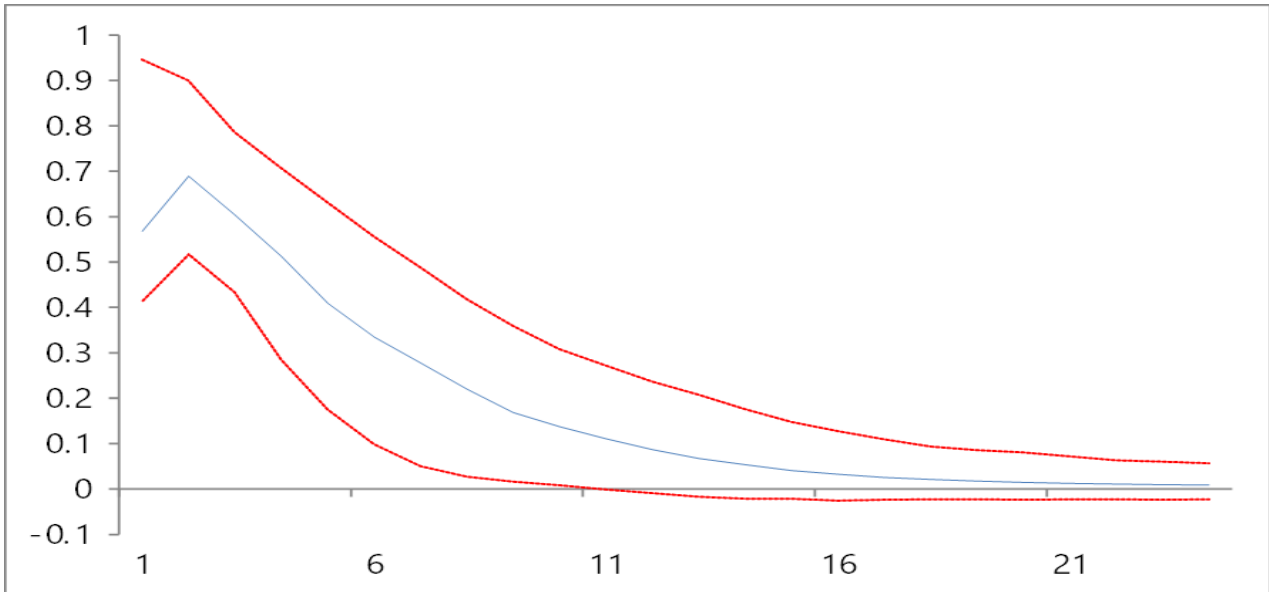


Рисунок 7б. Реакция долгосрочных ставок по кредитам нефинансовым организациям на шок MIACR в 1 п.п. для выборки с июня 2006 года по ноябрь 2014 на июнь 2014 года, TVP FAVAR

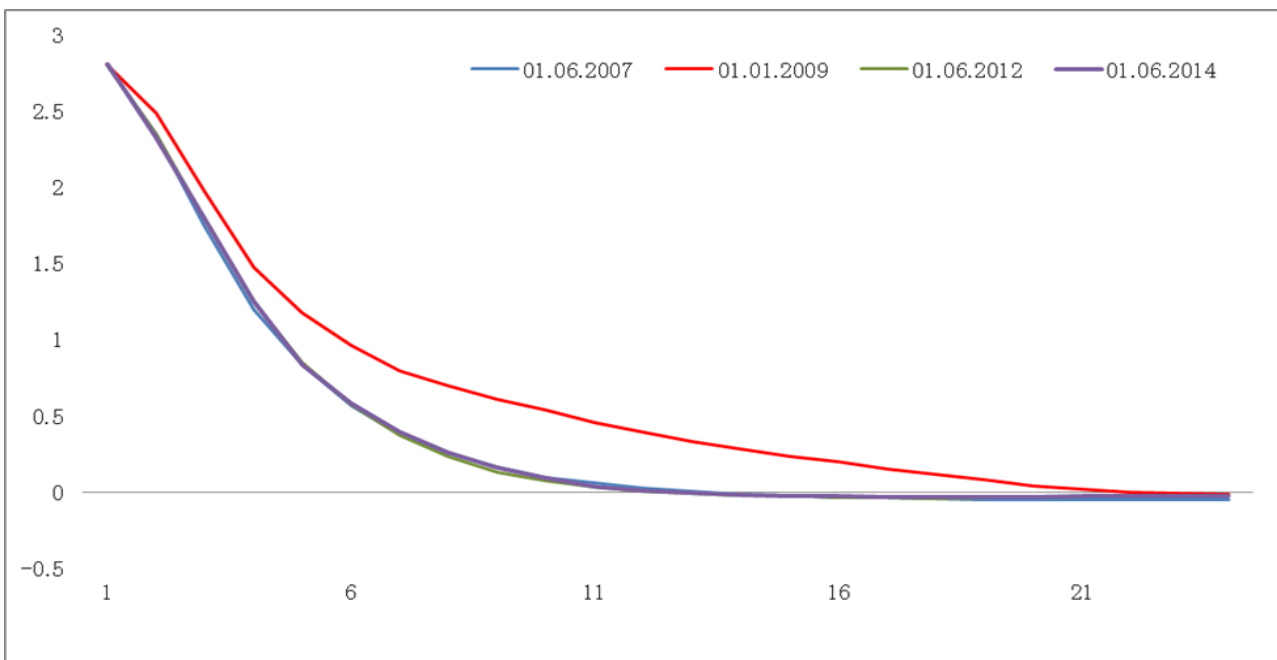


Рисунок Б1а. Реакция краткосрочных ставок по кредитам нефинансовым организациям на шок MIACR в 1 п.п. для выборки с июня 2006 года по март 2015 года, TVP FAVAR со стохастическими трендами

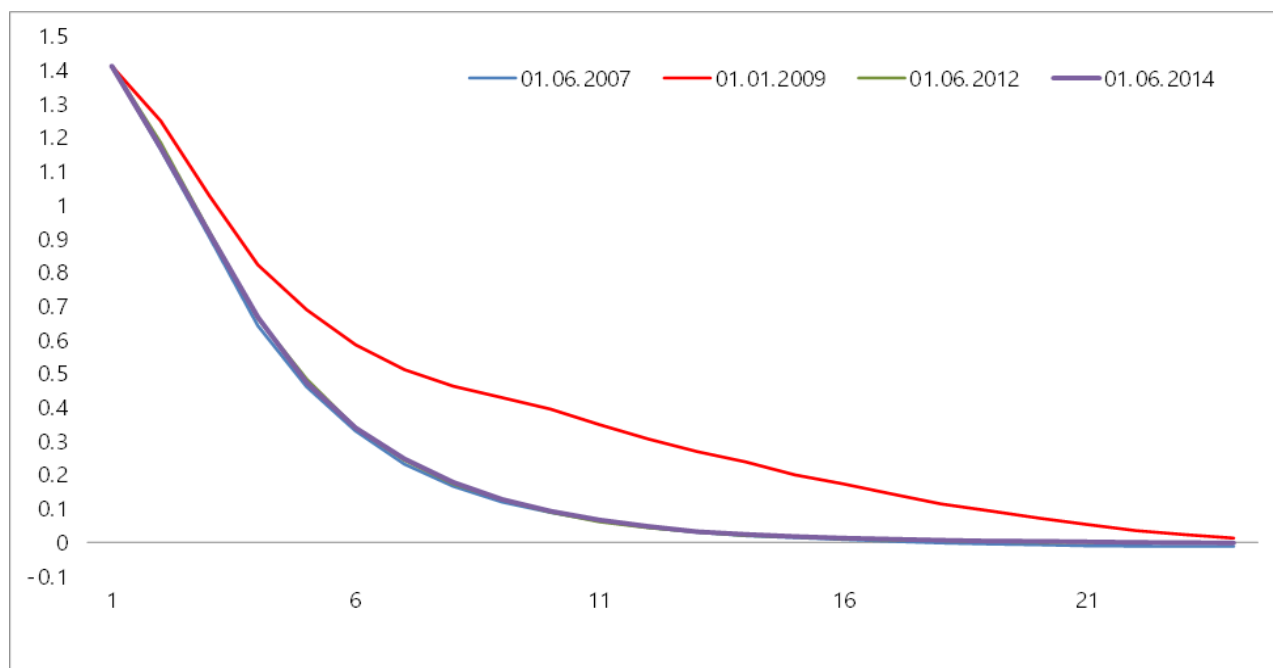


Рисунок Б1б. Реакция долгосрочных ставок по кредитам нефинансовым организациям на шок MIACR в 1 п.п. для выборки с июня 2006 года по март 2015 года, TVP FAVAR со стохастическими трендами

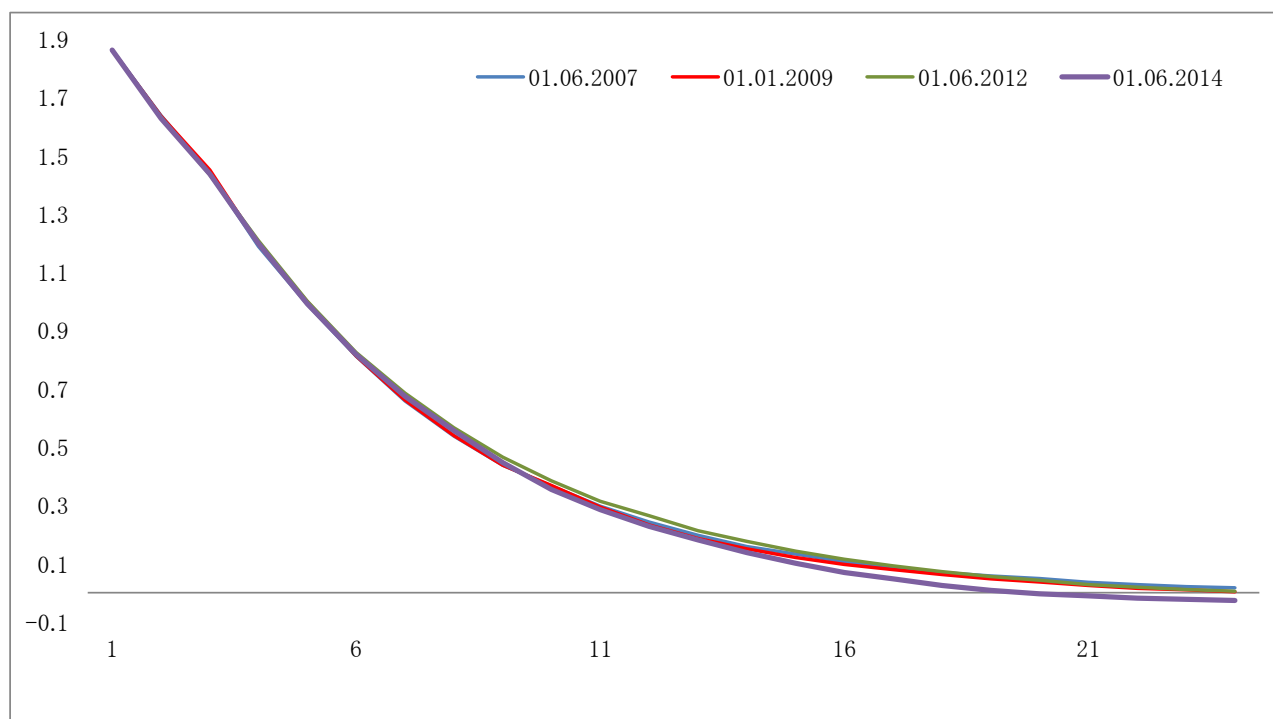


Рисунок Б2а. Реакция краткосрочных ставок по кредитам нефинансовым организациям на шок MIACR в 1 п.п. для выборки с июня 2006 года по ноябрь 2014 года, TVP FAVAR со стохастическими трендами, 2 фактора

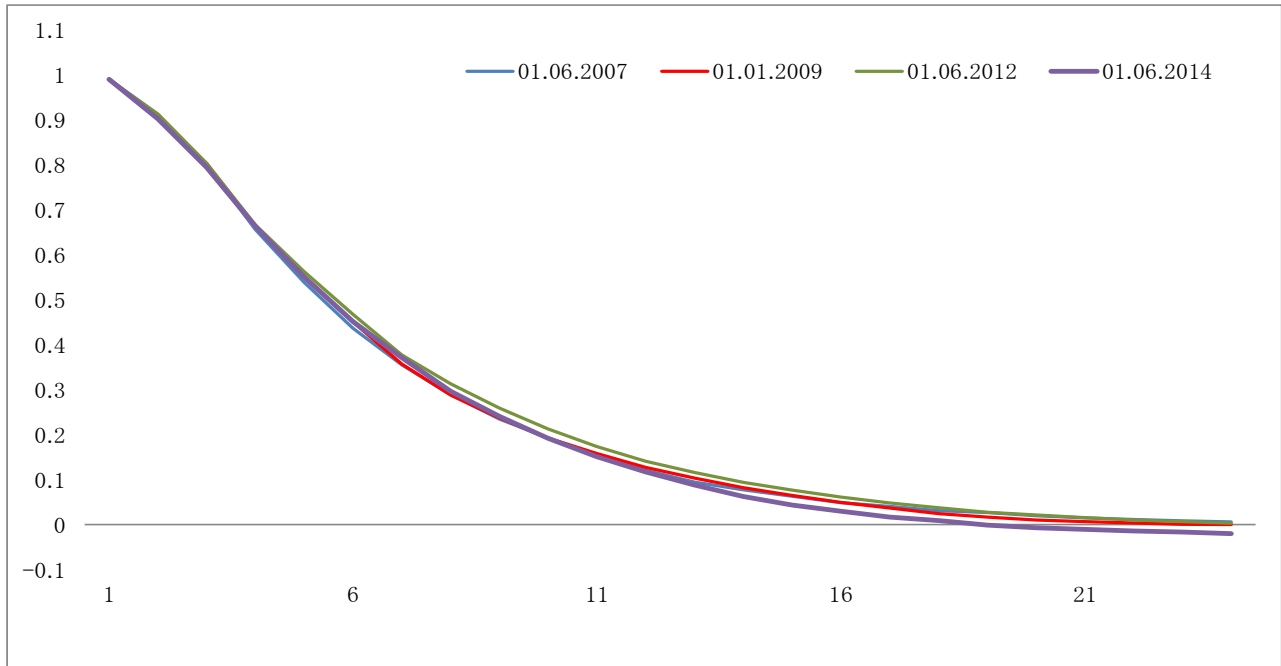


Рисунок Б2б. Реакция долгосрочных ставок по кредитам нефинансовым организациям на шок MIACR в 1 п.п. для выборки с июня 2006 года по ноябрь 2014 года, TVP FAVAR со стохастическими трендами, 2 фактора

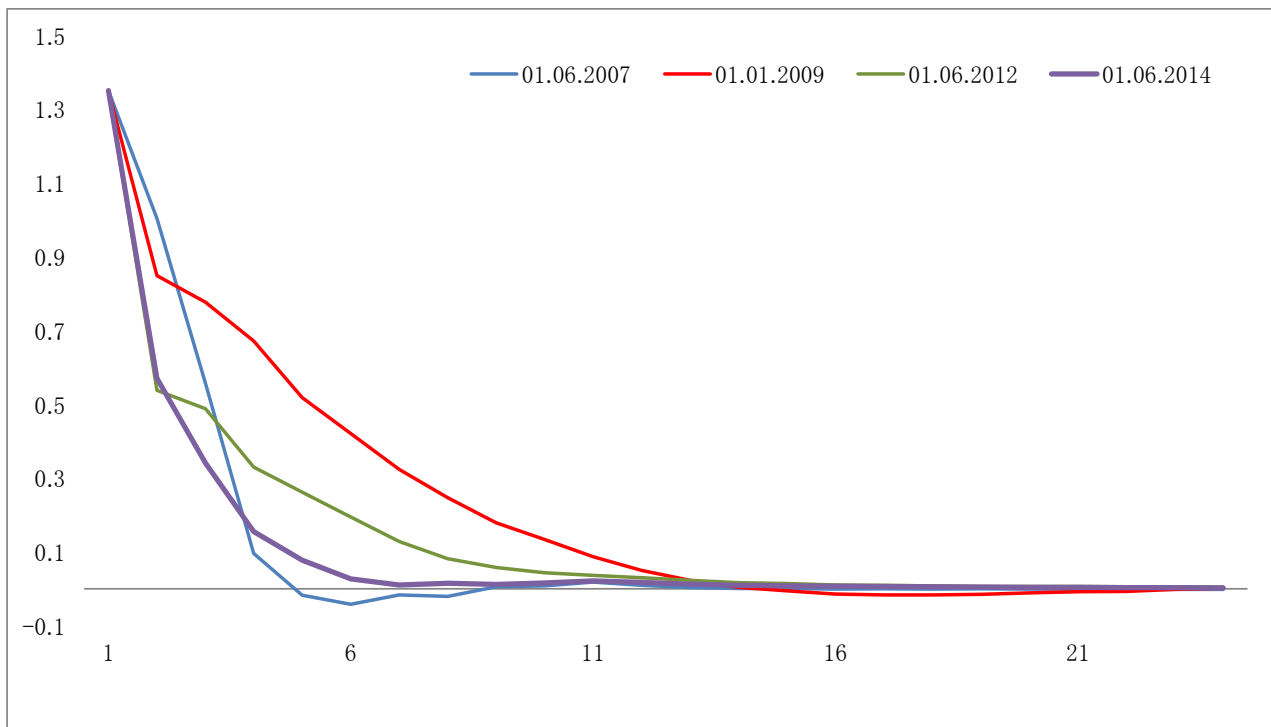


Рисунок Б3а. Реакция краткосрочных ставок по кредитам нефинансовым организациям на шок MIACR в 1 п.п. для выборки с июня 2006 года по ноябрь 2014 года, TVP FAVAR со стохастическими трендами, 4 фактора

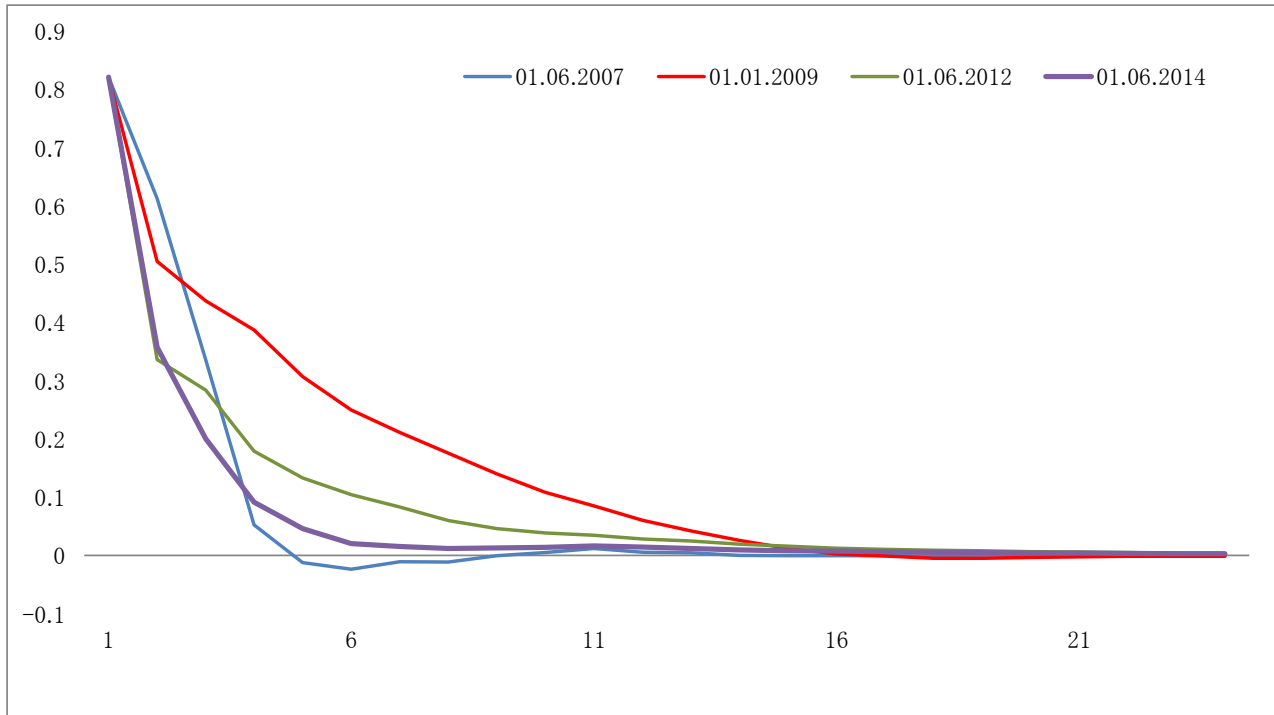


Рисунок Б3б. Реакция долгосрочных ставок по кредитам нефинансовым организациям на шок MIACR в 1 п.п. для выборки с июня 2006 года по ноябрь 2014 года, TVP FAVAR со стохастическими трендами, 4 фактора

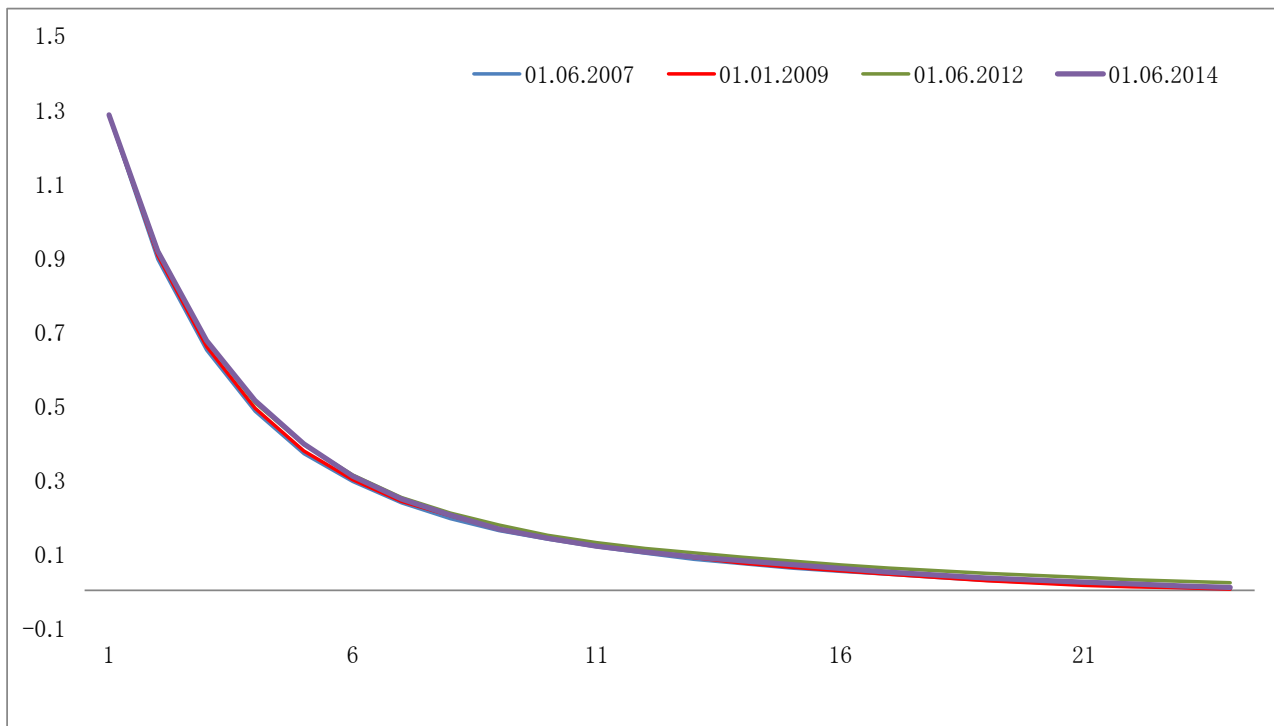


Рисунок Б4а. Реакция краткосрочных ставок по кредитам нефинансовым организациям на шок MIACR в 1 п.п. для выборки с июня 2006 года по ноябрь 2014 года, TVP FAVAR со стохастическими трендами, 1 лаг

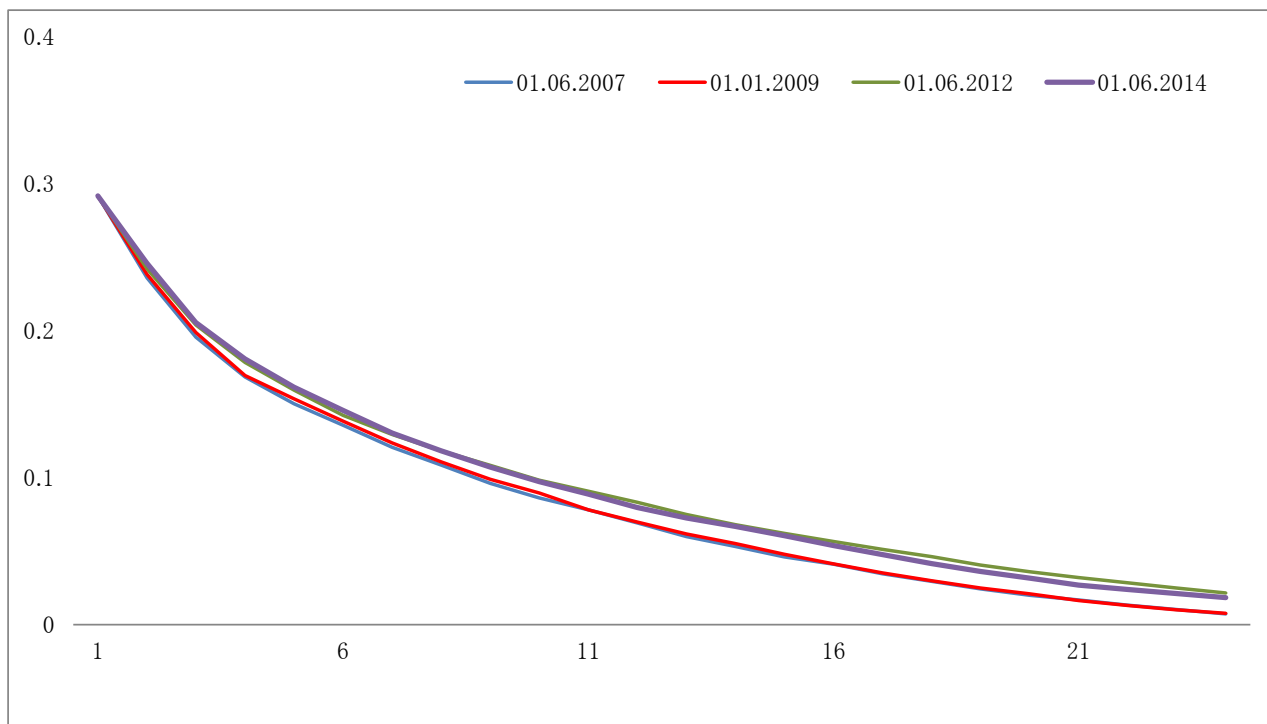


Рисунок Б4б. Реакция долгосрочных ставок по кредитам нефинансовым организациям на шок M1ACR в 1 п.п. для выборки с июня 2006 года по ноябрь 2014 года, TVP FAVAR со стохастическими трендами, 1 лаг

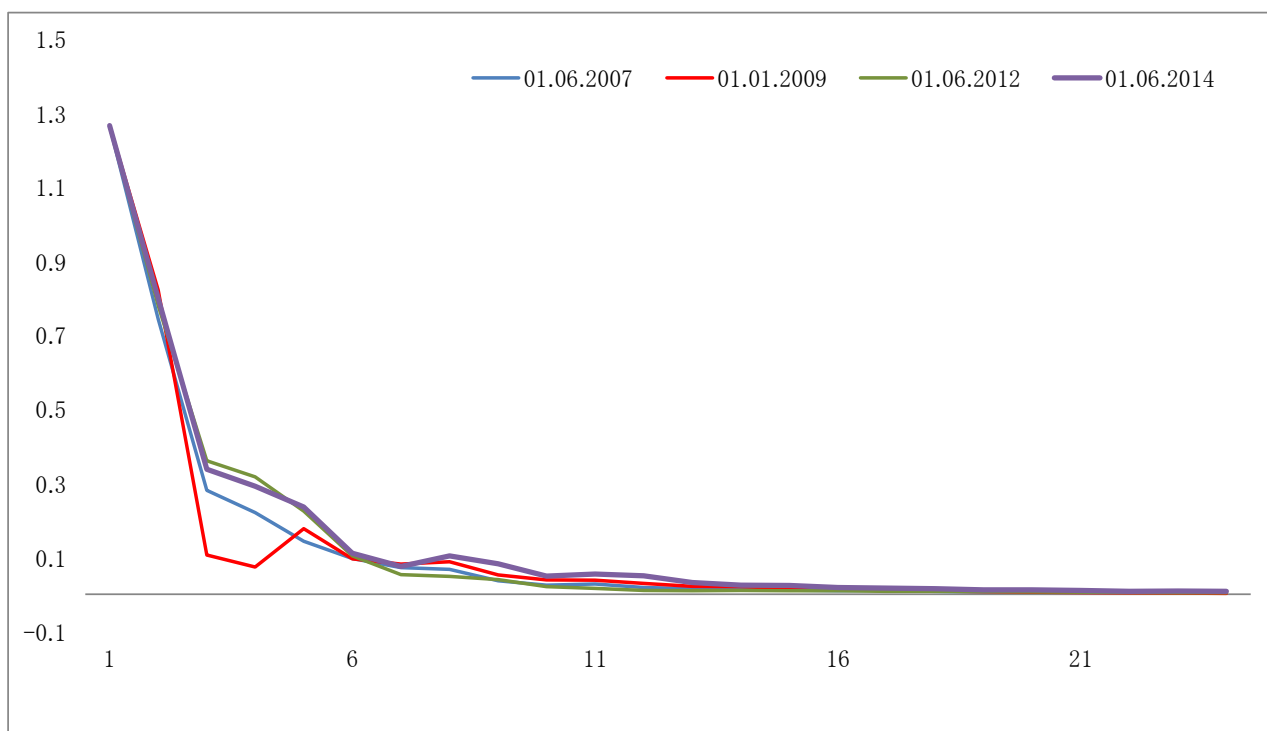


Рисунок Б5а. Реакция краткосрочных ставок по кредитам нефинансовым организациям на шок M1ACR в 1 п.п. для выборки с июня 2006 года по ноябрь 2014 года, TVP FAVAR со стохастическими трендами, 3 лага

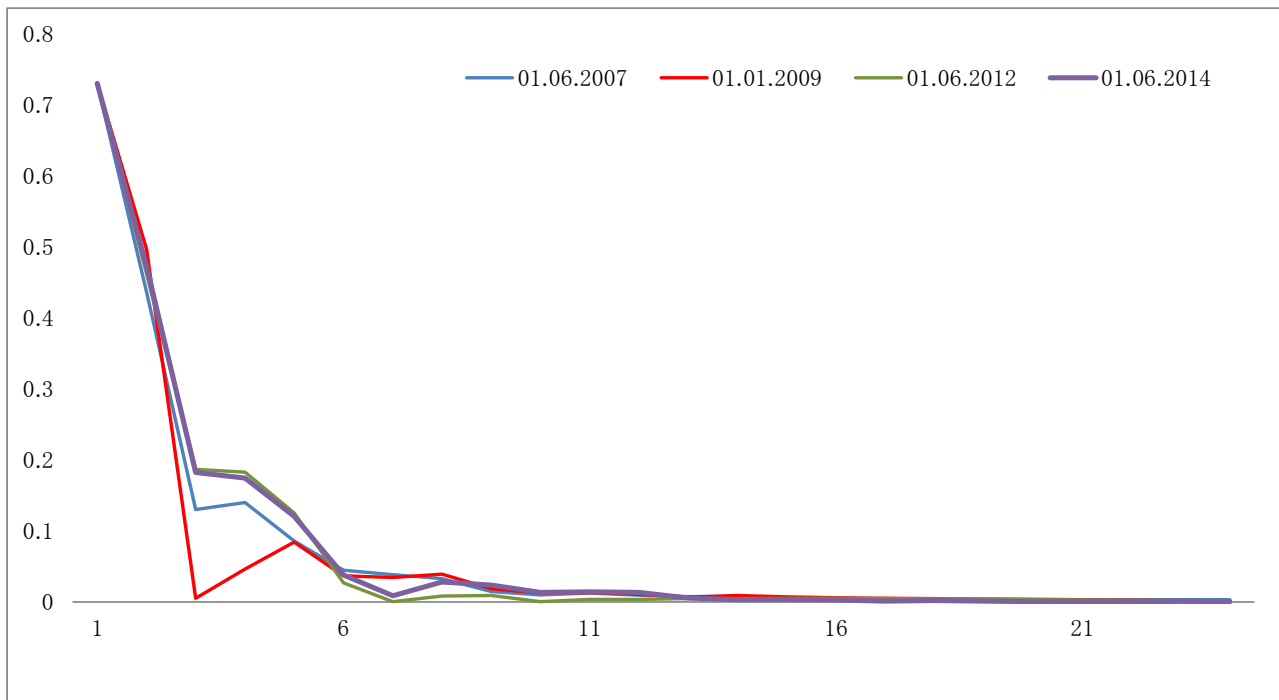


Рисунок Б5б. Реакция долгосрочных ставок по кредитам нефинансовым организациям на шок MIACR в 1 п.п. для выборки с июня 2006 года по ноябрь 2014 года, TVP FAVAR со стохастическими трендами, 3 лага

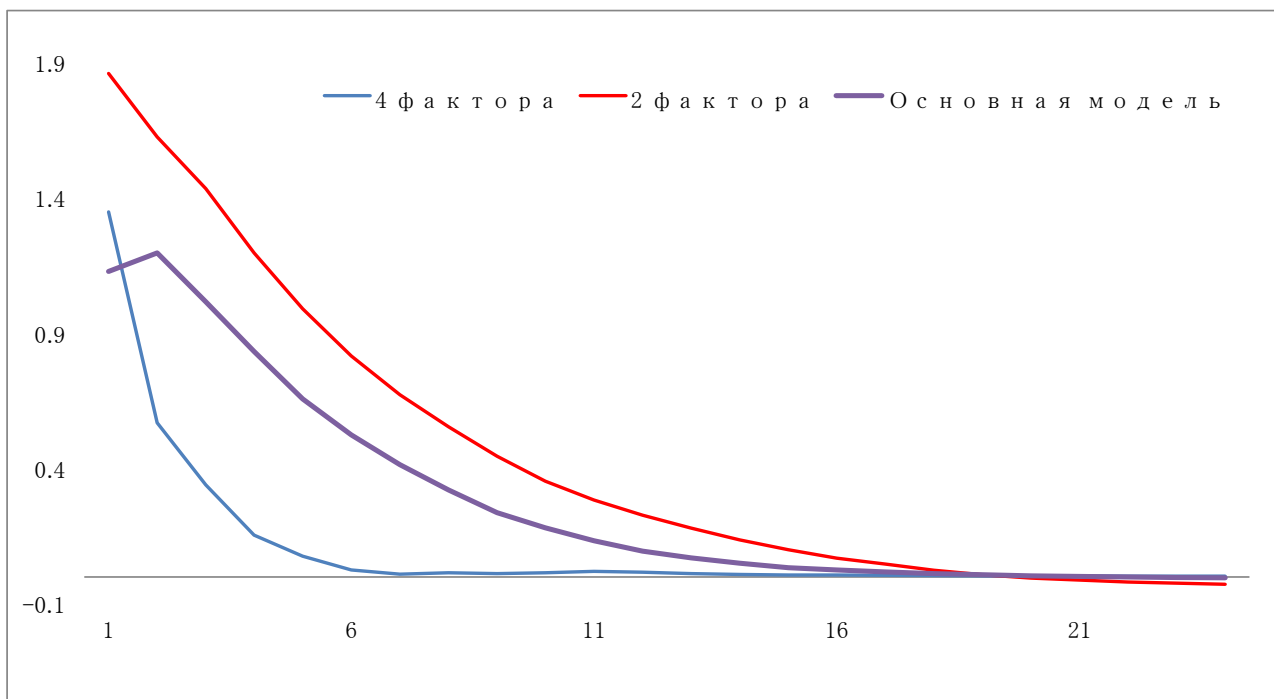


Рисунок Б6а. Реакция краткосрочных ставок по кредитам нефинансовым организациям на шок MIACR в 1 п.п. для выборки с июня 2006 года по ноябрь 2014 года на июнь 2014 года, TVP FAVAR со стохастическими трендами

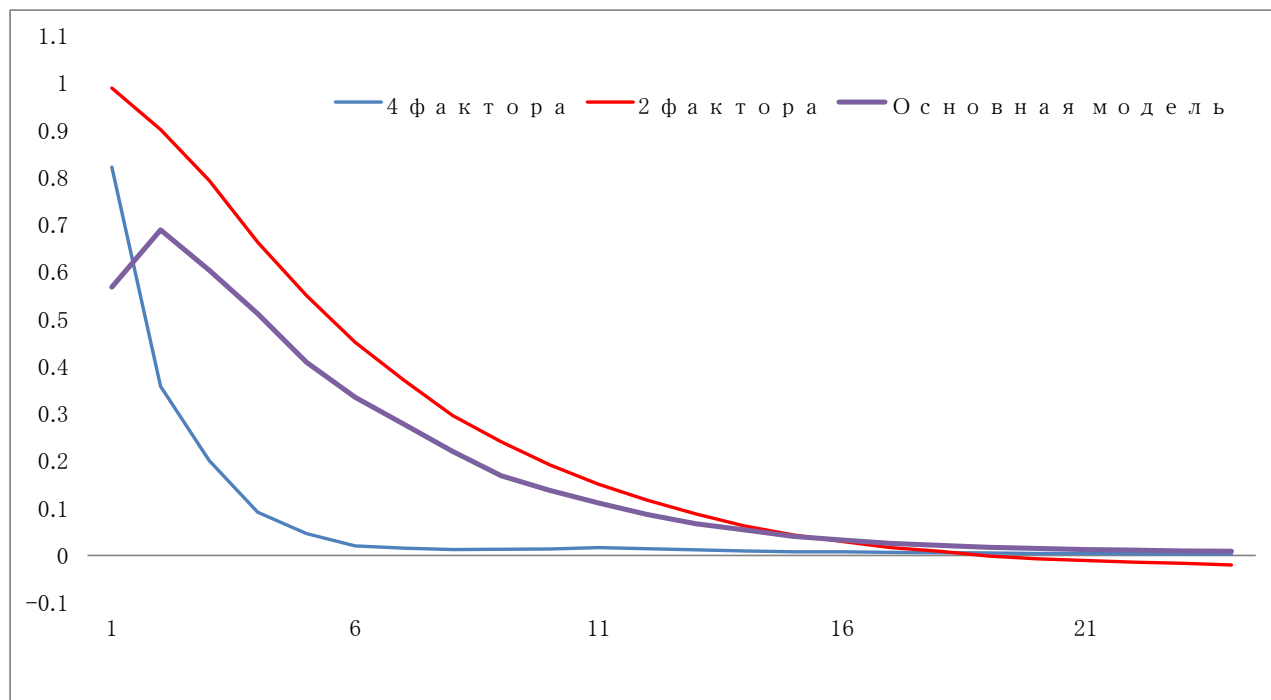


Рисунок Б6б. Реакция долгосрочных ставок по кредитам нефинансовым организациям на шок MIACR в 1 п.п. для выборки с июня 2006 года по ноябрь 2014 года на июнь 2014 года, TVP FAVAR со стохастическими трендами

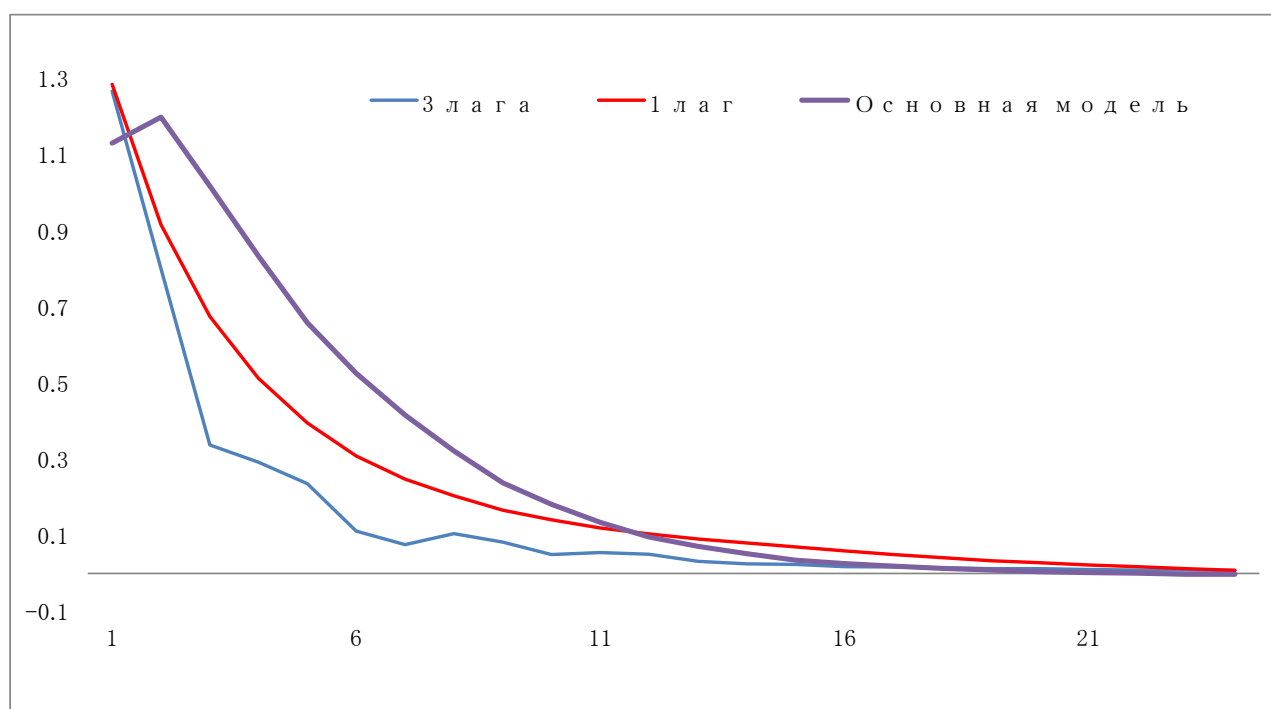


Рисунок Б7а. Реакция краткосрочных ставок по кредитам нефинансовым организациям на шок MIACR в 1 п.п. для выборки с июня 2006 года по ноябрь 2014 года на июнь 2014 года, TVP FAVAR со стохастическими трендами

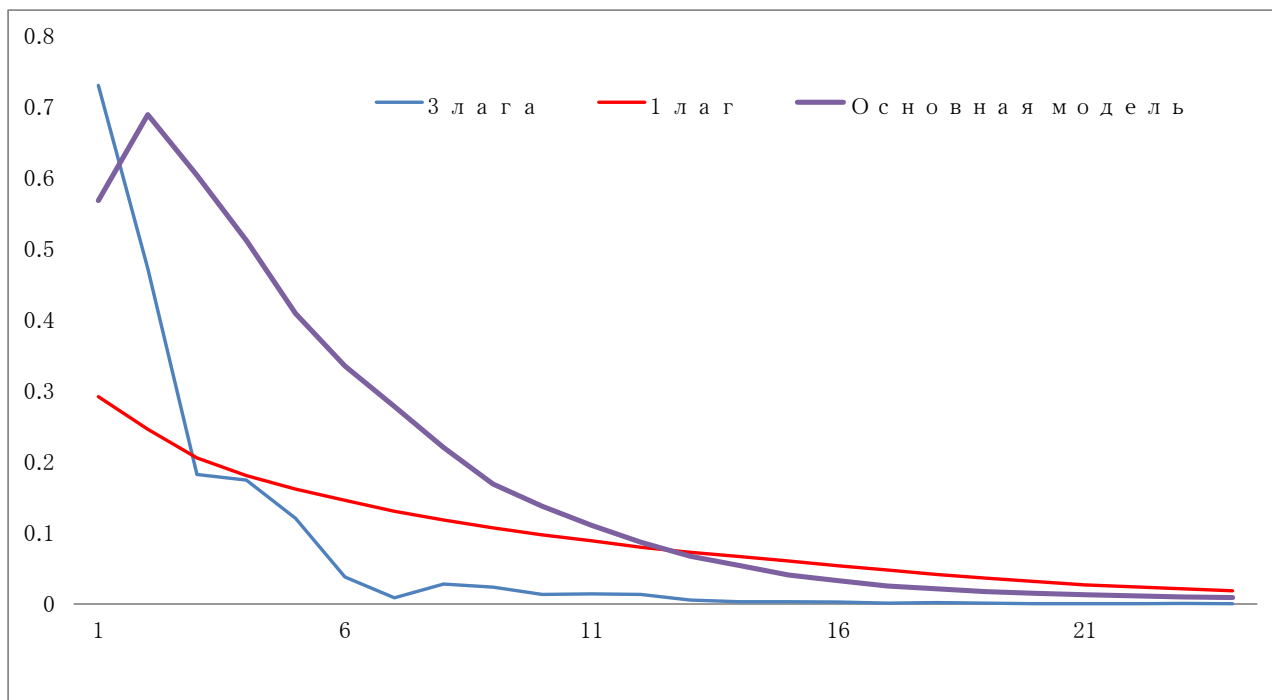


Рисунок Б7б. Реакция долгосрочных ставок по кредитам нефинансовым организациям на шок MIACR в 1 п.п. для выборки с июня 2006 года по ноябрь 2014 года на июнь 2014 года, TVP FAVAR со стохастическими трендами