



Банк России



ДЕКАБРЬ 2018 ГОДА

ТРАНСМИССИЯ ШОКОВ ИНОСТРАННОЙ ДЕНЕЖНО-КРЕДИТНОЙ ПОЛИТИКИ В МАЛУЮ ОТКРЫТУЮ ЭКОНОМИКУ В УСЛОВИЯХ СТРУКТУРНЫХ ИЗМЕНЕНИЙ НА ПРИМЕРЕ РОССИИ

Серия докладов об экономических исследованиях

А. Круглова
К. Стырин
Ю. Ушакова

СОДЕРЖАНИЕ

Аннотация.....	2
Введение.....	3
1. Методология	6
1.1. Идентификация шоков ДКП США.....	6
1.2. Эконометрическая спецификация	7
1.3. Изучаемые гипотезы.....	10
2. Данные	11
3. Результаты	13
3.1. Динамическое воздействие шоков американской ДКП на внутреннее кредитование, оцениваемое на всей выборке.....	13
3.2. Альтернативные прокси-переменные шока американской ДКП	18
3.3. Изменение трансмиссионного механизма с течением времени.....	21
4. Обсуждение	23
Заключение.....	25
Литература.....	26

Материал подготовлен Департаментом исследований и прогнозирования.

Анна Круглова

Банк России на момент участия в исследовании, в настоящий момент – Вашингтонский университет, Сиэтл

Константин Стырин

Email: styrinka@cbr.ru

Юлия Ушакова

Email: ushakovayuv@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.

Доклад подготовлен в рамках участия Банка России в проекте Сети исследований международной банковской деятельности (International Banking Research Network, IBRN) «Трансграничная трансмиссия денежно-кредитной политики».

Фото на обложке: Shutterstock/Fotodom.

107016, Москва, ул. Неглинная, 12

Телефоны: +7 495 771-91-00, +7 495 621-64-65 (факс)

Официальный сайт Банка России: www.cbr.ru

© Центральный банк Российской Федерации, 2020

АННОТАЦИЯ

В докладе изучается трансмиссия шоков денежно-кредитной политики США в малую открытую экономику посредством оценки их эффектов на кредитование с использованием данных финансовой отчетности российских банков за период 2000–2018 годов. Для выявления причинно-следственного влияния на уровне банков мы использовали то обстоятельство, что разные банки в нашей выборке в различной степени полагались на трансграничное фондирование за рассматриваемый период. Мы получили статистически и экономически значимые оценки влияния шоков денежно-кредитной политики ФРС США на кредитование российских банков. При этом масштаб влияния остается приблизительно одинаковым даже после перехода России от таргетирования валютного курса к таргетированию инфляции. Наши результаты свидетельствуют о том, что режим свободного курсообразования не приводит к смягчению эффектов, которые изменения денежно-кредитной политики в системных экономиках оказывают на внутреннее кредитование.

Ключевые слова: денежно-кредитная политика, глобальные эффекты изменений денежно-кредитной политики в системных экономиках, трансграничная трансмиссия.

JEL-классификация: E52, F34, G21.

ВВЕДЕНИЕ

В настоящем докладе изучается трансмиссия шоков иностранной денежно-кредитной политики (ДКП) в малую открытую экономику на основе несбалансированных панельных данных на уровне банков, дополненных макроэкономическими временными рядами. В частности, мы анализируем, как шоки ДКП в системно значимой экономике, такой как США, влияют на кредитование российскими банками заемщиков из частного нефинансового сектора. Мы исходим из стандартного определения, согласно которому шок ДКП – это изменение курса ДКП, которое было неожиданным для экономических агентов (Galí, 2015; Christiano et al., 1999). Шоки ДКП США оцениваются в структурной векторной авторегрессии (SVAR), где «монетарные сюрпризы» определяются с помощью процедуры высокочастотной идентификации (HFI) и используются в качестве внешних инструментов (Gertler and Karadi, 2015). «Монетарные сюрпризы» измеряются как изменение цены фьючерсного контракта на процентную ставку в течение 30-минутного периода вокруг заявления об изменении ДКП США.

В литературе, посвященной трансмиссии ДКП, как правило, различают два основных канала, как изменения ДКП влияют на поведение банков: канал банковского кредитования (Bernanke and Blinder, 1988; Disyatat, 2011) и портфельный канал (Bernanke and Gertler, 1995). В специальном выпуске журнала «Международные деньги и финансы» (Journal of International Money and Finance) (Buch et al., 2017) приводится обзор литературы, посвященной каналам трансмиссии ДКП, и утверждается, что фактически каналов гораздо больше и невозможно выделить какую-либо одну статью финансовой отчетности или характеристики банка, которые бы определяли реакцию банка на шоки. В действительности адаптация к шокам зависит от ограничений, с которыми сталкиваются банки. Мы рассмотрим два канала трансмиссии, которые связаны со сложностями доступа банка к альтернативным источникам финансирования. Один из них относится к трансграничным обязательствам российских банков, второй – к портфелю ликвидных активов. Используя гетерогенность банков, мы определяем и оцениваем динамический эффект шоков иностранной ДКП на внутреннее кредитование. Разнородность подразумевает, что шок определенного масштаба, скорее всего, окажет разное влияние на банки, в различной степени зависящие от трансграничного кредитования и имеющие различную долю ликвидных активов. Для банков с большей долей внешнего финансирования в структуре обязательств шоки иностранной ДКП оказывают более заметное воздействие на темпы роста кредитования по сравнению с кредитными организациями, которые привлекают заемные средства преимущественно на внутреннем рынке. Аналогичным образом банки с большей долей ликвидных активов в общем объеме активов, по-видимому, лучше защищены от шоков иностранной ДКП, в связи с чем их темпы роста кредитования будут меняться в меньшей степени.

В данной работе используются данные с I квартала 2000 года по I квартал 2018 года включительно. В этот период в стране произошел переход от одного режима ДКП к другому, а именно – от таргетирования валютного курса (или валютного коридора) к таргетированию инфляции, который завершился в ноябре 2014 года. Из «трилеммы денежно-кредитной политики» Манделла (Mundell, 1963) следует, что в условиях свободного международного движения капитала национальная экономика должна быть лучше защищена от шоков иностранной ДКП при режиме свободно плавающего валютного курса, по сравнению с режимом фиксированного курса. В частности, влияние внешних монетарных шоков должно быть менее интенсивным. Эмпирические исследования показывают, что свободное курсообразование ограничивает воздействие внешних шоков. Согласно исследованию, которое провели Хаусман и Вонгсван (Hausman and Wongswan, 2011), в странах с менее гибким режимом курсообразо-

вания фондовые индексы и процентные ставки в большей мере подвержены влиянию неожиданных изменений американской ДКП. В исследовании Обстфельда (Obstfeld et al., 2018), которое проведено на выборке из 43 стран с формирующимися рынками, глобальные эффекты мировых финансовых шоков в экономиках с фиксированным валютным курсом оказываются более интенсивными, чем в странах с относительно гибким валютным курсом. Рей (Rey, 2015, стр. 18), напротив, полагает, что «трансграничные потоки и левередж международных организаций транслируют денежно-кредитные условия по всему миру даже при режиме свободно плавающего валютного курса». Иными словами, «перемещение значительных международных валовых потоков капитала происходит синхронно по всему миру вне зависимости от режима валютного курса...» (Passari and Rey, 2015, стр. 693). Таким образом, под влиянием глобального финансового цикла трилемма превращается в «несовместимую пару», при этом режим валютного курса не имеет значения. Таким образом, в условиях свободного движения капитала роль режима курсообразования в защите денежно-кредитной автономии довольно ограничена. Что касается эмпирического подтверждения, то Рей (Rey, 2015) подчеркивает, что «шоки американской ДКП оказывают воздействие по всему миру и влияют на финансовую конъюнктуру даже в таргетирующих инфляцию странах с крупными финансовыми рынками. Следовательно, в условиях значительных потоков капитала только гибкого режима курсообразования недостаточно для обеспечения автономии денежно-кредитной политики». Благодаря вышеуказанным характеристикам наших данных, мы можем проследить изменения (при наличии таковых) в воздействии шоков ДКП США на темпы роста кредитования в России по мере постепенного перехода внутренней ДКП от одного режима к другому.

Наше эмпирическое исследование подтверждает наличие трансмиссии шоков иностранной ДКП в экономику России. Кредитование российских банков, привлекающих фондирование за рубежом, в большей степени подвержено влиянию шоков американской ДКП. При этом неожиданные изменения, связанные с ужесточением политики, отрицательно влияют на рост кредитования. Такое статистически и экономически значимое воздействие затрагивает исключительно кредиты в иностранной валюте, предоставляемые внутренним заемщикам, тогда как рублевые кредиты не подвержены этому влиянию. Примечательно, что этот эффект достаточно устойчив по времени. Как показывают наши регрессии со скользящим окном, воздействие шоков ДКП на внутреннее кредитование не становится более сдержанным по мере перехода от таргетирования валютного курса к таргетированию инфляции.

Настоящая работа относится к литературе, посвященной изучению международного банковского кредитования как канала трансмиссии ДКП и глобальных эффектов изменения ДКП системных экономик. Проанализировав агрегированные данные, Бруно и Шин (Bruno and Shin, 2015) отмечают, что смягчение ДКП США приводит к увеличению левереджа глобальных финансовых организаций, перетоку капитала из ключевых экономик в периферийные, а также снижает степень неприятия риска и повышает готовность нести риски. В материале Морайса (Morais et al., 2015) анализируются данные из кредитного регистра Мексики, дополненные информацией, полученной от банков и заемщиков. Авторы делают вывод, что вслед за смягчением ДКП в другой стране филиалы банков со штаб-квартирой в этой стране увеличивают объем кредитов, выдаваемых мексиканским компаниям, и зачастую берут кредиты, связанные с более высоким риском. Это исследование также показывает, что вследствие определенных рыночных проблем внутренние и внешние источники финансирования в краткосрочной перспективе можно считать взаимозаменяемыми лишь отчасти. Именно по этой причине, а также в соответствии с другой литературой (обзор, например, в Buch et al., 2017) мы рассматриваем валютную структуру фондирования как предопределенный параметр, по меньшей мере на горизонте четырех кварталов. Изучив данные на уровне банков, Корреа и Марри (Correa and Murry, 2009) отмечают, что ужесточение американской ДКП с повышением ставки на 100 п.п. приводит к 4-процентному сокращению трансграничных требований американских банков, что указывает на наличие канала международного банковского кредитования. Читорелли и Голдберг

(Cetorelli and Goldberg, 2012) обращают внимание на то, что ужесточение американской ДКП влечет за собой перераспределение денежных средств от иностранных филиалов американских банков в главные офисы через внутренние рынки капитала, в результате чего шок ДКП США транслируется и на другие страны. В работе Темесвари (Temesvary et al., 2015) отмечается, что изменения ДКП США оказывали значительное влияние на предоставление кредитов филиалами американских банков как до, так и после недавнего финансового кризиса. Используя данные Банка международных расчетов о двусторонних требованиях, Корреа (Correa et al., 2005) показывает, что в ответ на ужесточение национальной ДКП американские банки переводят свои трансграничные требования на более безопасные рынки.

В данной работе трансграничная трансмиссия проанализирована с точки зрения страны, принимающей шоки ДКП в системных экономиках. Доклад подготовлен исследовательской группой Банка России в рамках участия в проекте Международной сети банковских исследований (IBRN) по изучению трансграничной трансмиссии ДКП (Buch et al., 2017). Настоящее исследование дополняет уже существующие работы о глобальных эффектах изменений ДКП в двух аспектах. Во-первых, в большинстве известных нам эмпирических исследований, опирающихся на банковские данные, шоки ДКП оцениваются как первая разность краткосрочной или «теневой» ключевой ставки США. Мы же применяем новаторскую процедуру высокочастотной идентификации (Gertler and Karadi, 2015). Во-вторых, нам неизвестны какие-либо иные исследования, в которых бы рассматривалось, как меняется трансмиссионный механизм иностранной ДКП в случае изменения режима ДКП в принимающей стране с одного режима (таргетирование валютного курса) на другой (таргетирование инфляции). Во всех эмпирических исследованиях трансграничной трансмиссии, с которыми мы ознакомились, обычно подчеркивается различие в реагировании на внешние монетарные шоки между двумя подгруппами стран – с фиксированным валютным курсом и со свободным режимом курсообразования. В отличие от этих работ мы анализируем характер изменений (при наличии таковых) в конкретном канале трансграничной трансмиссии в связи с переходом страны от одного режима национальной ДКП к другому.

Последующее изложение организовано следующим образом: в разделе 1 объясняется, как мы идентифицируем шоки американской ДКП, и приводится спецификация регрессии. В разделе 2 описаны использованные нами данные. В разделе 3 изложены эмпирические результаты. В разделе 4 приводится обсуждение полученных нами результатов, в разделе 5 – заключение.

1. МЕТОДОЛОГИЯ

Для оценки динамического воздействия шоков американской ДКП на рост кредитования в России мы используем панельную регрессию с индивидуальными и временными фиксированными эффектами и контрольными переменными на уровне банков. Интересующие нас регрессоры – распределенный лаг шока американской ДКП, перемноженный на банковскую переменную, отражающую конкретный канал трансмиссии шоков американской ДКП в российскую экономику. Мы рассматриваем две такие переменные: отношение всех зарубежных обязательств банка к совокупным активам и отношение ликвидных активов к совокупным активам. Далее по тексту мы используем эти переменные как переменные каналов и обозначаем их *nonres* и *liquid* соответственно. Шок американской ДКП идентифицируется в структурной векторной авторегрессии (SVAR) с использованием процедуры высокочастотной идентификации (HFI), предложенной в работе Гертлера и Каради (Gertler and Karadi, 2015). Подробности этой методики идентификации изложены в подразделе 2.1. В подразделе 2.2 описана спецификация панельной регрессии с фиксированными эффектами.

1.1. Идентификация шоков ДКП США

Шоки американской ДКП идентифицируются в рамках SVAR-модели аналогично подходу Гертлера и Каради (Gertler and Karadi, 2015). VAR-модель для США включает четыре переменные: индекс потребительских цен, объем промышленного производства, процентную ставку по годовым государственным облигациям и дополнительную премию по облигациям, рассчитанную методом, предложенным в работе Гилкрита и Закрайшека (Gilchrist and Zakrajsek, 2012). Дополнительная премия по облигациям – это кредитный спред, разница между доходностью корпоративных и государственных облигаций с одинаковым сроком погашения без учета вероятности дефолта по корпоративным облигациям. Как отмечают Гилкрит и Закрайшек (Gilchrist and Zakrajsek, 2012), эта переменная демонстрирует отчетливый циклический характер и позволяет достаточно точно прогнозировать будущую экономическую активность. В сочетании с годовой ставкой по государственным облигациям дополнительная премия отражает стоимость долгового финансирования для частных компаний. Приведенная форма VAR-модели с четырьмя переменными оценивается на квартальных данных. В качестве порядка SVAR взято значение 4, традиционно используемое в расчетах на квартальных данных.

В методике высокочастотной идентификации (high-frequency identification, HFI) (Gertler and Karadi, 2015) в качестве внешних инструментов для идентификации шоков ДКП используются данные о так называемых «монетарных сюрпризах». Это частный случай более общего подхода к идентификации с использованием внешних инструментов, предложенного в работах Мертенса и Равна (Mertens and Ravn, 2013) и Стока и Уотсона (Stock and Watson, 2012). Концепция метода внешних инструментов проста и убедительна. Предположим, что для интересующего нас структурного шока есть некоторая несовершенная прокси-переменная. В качестве такой прокси-переменной Гертлер и Каради (Gertler and Karadi, 2015) используют различные ряды «монетарных сюрпризов». «Монетарный сюрприз» рассчитывается как изменение цены фьючерсного контракта на процентную ставку в течение короткого (30-минутного) периода накануне и после заявления Федерального комитета по операциям на открытом рынке ФРС США по процентной ставке или любого другого отслеживаемого участниками рынка события, связанного с ДКП. Подразумевается, что в этот временной отрезок конкретное заявление о ДКП будет единственным изменением в макроэкономической конъюнктуре при неизменности всех

прочих факторов. Соответственно, систематическая составляющая «монетарного сюрприза», то есть связанная с экзогенным изменением ДКП и не учитывающая дополнительных факторов, обусловленных недостаточной или чрезмерной реакцией рынка, может интерпретироваться как шок ДКП. Для каждой переменной предполагается, что ее VAR-инновация, которая является остатком в регрессии этой переменной по методу наименьших квадратов (МНК) на ее собственные лаги и на лаги всех остальных переменных, – это неожиданное изменение, которое невозможно спрогнозировать исходя из прошлых данных. В макроэкономической теории любые непрогнозируемые изменения конъюнктуры рассматриваются как результат структурных шоков различного характера, то есть экзогенных изменений в предпочтениях, технологиях или экономической политике, в том числе шоков ДКП. Следовательно, инновация в рамках приведенной формы VAR-модели должна представлять собой комбинацию таких структурных шоков. Если VAR-модель содержит достаточное количество переменных, пространство инноваций в рамках VAR должно охватывать пространство структурных шоков. В тех случаях, когда шоки ДКП – единственный тип структурных шоков, приводящих к «монетарному сюрпризу», проекция «монетарного сюрприза» по МНК на пространство инноваций в рамках VAR, которое охватывает пространство структурных шоков, позволит исключить влияние каких-либо дополнительных факторов. На практике шок ДКП идентифицируется как предсказанное значение регрессии по МНК инновации индикатора ДКП в рамках VAR (в работе Гертлера и Каради (Gertler and Karadi, 2015) используется процентная ставка по государственным облигациям со сроком погашения один и два года) по «монетарному сюрпризу».

Следуя за Гертлером и Каради (Gertler and Karadi, 2015), мы используем «монетарные сюрпризы» на основе данных по пяти различным процентным деривативам: фьючерсы текущего месяца на ставку по федеральным фондам (MP1), трехмесячные фьючерсы на ставку по федеральным фондам (FF4), а также шестимесячные, девятимесячные и годовые фьючерсы на трехмесячные евродолларовые депозиты (ED2, ED3 и ED4 соответственно). Все «монетарные сюрпризы» по каждому производному финансовому инструменту агрегированы по уровне квартальной периодичности.

Что касается терминологии по оценке методом инструментальных переменных, то регрессия МНК инноваций процентной ставки по «монетарным сюрпризам» называется регрессией на первом шаге эндогенной переменной (процентной ставки) по инструментальной переменной («монетарный сюрприз»). Хорошо известно, что стандартные методы статистического анализа неприменимы, если инструменты слабо коррелируют с эндогенной переменной в регрессии. Сток (Stock et al., 2002) предлагает использовать 10 как пороговое значение F-статистики, чтобы проверить нулевую гипотезу о том, что в регрессии на первом шаге все инструментальные переменные в совокупности статистически незначимы. Мы применили этот метод к пяти нашим потенциальным инструментальным переменным и обнаружили, что только две из них – MP1 и FF4 – представляют собой сильные инструменты со значениями F-статистики 17,3 и 15,8 соответственно. В связи с этим в наших регрессиях учитываются шоки американской ДКП, идентифицированные с помощью трех различных наборов внешних инструментов: (1) MP1, (2) FF4 и (3) MP1 + FF4.

1.2. Эконометрическая спецификация

Мы оцениваем панельную регрессию с фиксированными эффектами. В качестве зависимой переменной выступают квартальные темпы роста портфеля кредитов, предоставленных банками заемщикам из частного нефинансового сектора. Мы оцениваем отдельные регрессии для (1) кредитов, выданных в любой валюте, (2) рублевых кредитов и (3) кредитов в иностранной валюте. Интересующие нас регрессоры – это значение идентифицированного шока американской ДКП с его тремя лагами, перемноженными на четвертый лаг переменной канала. Мы рассматриваем две альтернативные переменные канала по отдельности. Это отношение зарубеж-

ных обязательств банка к объему его совокупных активов и отношение ликвидных активов к совокупным активам.

В некоторые спецификации также включены контрольные переменные на уровне банков: логарифм совокупных активов с поправкой на инфляцию, отношение депозитов к совокупным активам и обратная величина показателя левереджа, определяемая как отношение капитала банка к его совокупным активам.

Влияние не зависящих от времени факторов на уровне банков выражается переменной индивидуальных эффектов – u_i . Влияние меняющихся во времени факторов, которые на все банки оказывают однородное воздействие, отражают временные эффекты – v_t . Эти факторы могут включать в себя показатели внутренней и внешней экономической активности, уровень готовности иностранных инвесторов принимать риски и т. п. Взаимодействие текущего значения и лагов шоков иностранной ДКП с лагированной переменной канала отражает идею о том, что динамическое воздействие шоков американской ДКП на различные банки может быть неоднородным. Например, в случае ужесточения американской ДКП кредитные организации с большей долей зарубежного финансирования по сравнению с банками, не так сильно зависящими от внешнего фондирования, вероятно, будут активнее сокращать объем кредитования.

Таким образом, спецификация панельной регрессии с фиксированными эффектами может быть представлена следующим образом:

$$loans_{it} = \sum_{k=0}^3 \alpha_k channel_{i,t-k} us_{t-k} + \beta channel_{i,t-4} + \gamma_1 ta_{i,t-1} + \gamma_2 tier1_{i,t-1} + \gamma_3 core_{i,t-1} + u_i + v_t + e_{it} \quad (1),$$

где кредиты (*loans*) могут быть в любых валютах (*all*), в рублях (*ruble*) или в иностранной валюте (*dollar*), а канал (*channel*) соответствует отношению зарубежных обязательств банка к объему его совокупных активов (*nonres*) и отношению ликвидных активов к совокупным активам (*liquid*). Как показывает спецификация (1), переменные канала входят в регрессию с четвертым лагом. Это объясняется намерением оценить динамическое воздействие шоков иностранной ДКП в зависимости от доли иностранного фондирования или ликвидных активов, которыми банк располагал непосредственно перед шоком. Как правило, обе переменные канала являются эндогенными и, следовательно, будут меняться под влиянием шока американской ДКП. Использование заранее заданных, а именно – в период $t - 4$, значений этих переменных позволит исключить смещение оценок МНК интересующих нас коэффициентов – коэффициентов с распределенным лагом шока американской ДКП во взаимодействии с лаговой переменной канала.

Мы оценили четыре версии спецификации (1). Две из них включали в себя контрольные переменные на уровне банков, а две другие – нет. Мы также попробовали опустить индивидуальные фиксированные эффекты, чтобы проверить, изменятся ли существенным образом точечные оценки интересующих нас коэффициентов. Использование спецификации без индивидуальных фиксированных эффектов объясняется хорошо известным фактом, что индивидуальные фиксированные эффекты зачастую увеличивают смещение, вызванное ошибками измерения регрессоров (Wooldridge, 2010, стр. 365). Интересующие нас переменные в регрессии представляют собой взаимодействия распределенного лага оцененного шока ДКП США с преддетерминированными каналами трансмиссии – *nonres* и *liquid*. Потенциально обе эти переменные подвержены ошибкам измерения.

При оценке регрессий (1) стандартные ошибки кластеризуются на уровне банков, с тем чтобы учесть автокорреляцию в идиосинкратической ошибке e_{it} .

В настоящем исследовании мы также обращаем внимание на три важных структурных изменения в макроэкономической конъюнктуре, произошедших после 2014 года. Во-первых, в ноябре 2014 года Банк России завершил переход к новому режиму ДКП, а именно от таргетирования валютного курса к таргетированию инфляции, который занял несколько лет. Валютный коридор был отменен, и курс рубля стал свободно плавающим, при этом Банк России заявил,

что будет проводить валютные интервенции только по мере необходимости в случае значительной волатильности. В качестве среднесрочной цели денежно-кредитной политики Банк России определил достижение целевого уровня инфляции в 4% к концу 2017 года. На рисунке 6 видна явная тенденция к расширению границ таргетируемого коридора курса рубля до 2014 года. При этом, как следует из рисунка 7, верхняя и нижняя границы процентного коридора, которым соответствуют ставки кредитования и привлечения средств Банком России у коммерческих банков, со временем сближались.

Во-вторых, осенью 2014 года мировые цены на нефть, один из основных экспортных товаров России, существенно снизились – с приблизительно 100 до менее 40 долларов США за баррель. При этом такое резкое падение цен сопровождалось возрастающей неопределенностью относительно цены на нефть в будущем.

В-третьих, на фоне геополитических факторов правительства США и европейских стран ввели против России финансовые санкции, направленные на ограничение доступа российских финансовых учреждений к долгосрочному финансированию на американском и европейском рынках.

Что касается потенциального воздействия на трансграничные финансовые потоки в Россию, все три события работали в одну сторону. Финансовые санкции непосредственно влияют на доступность иностранного фондирования. Поскольку цена на нефть является главным фактором, определяющим курс рубля, рост неопределенности по поводу цены на нефть повышает валютные риски, а следовательно (при прочих равных) – и стоимость внешнего финансирования. Наконец, переход к свободно плавающему курсу рубля повысил потребность в хеджировании валютных рисков, и, более того, вся ответственность за них легла на самих заемщиков.

Эти события связаны именно с Россией, и они с высокой долей вероятности повлияли на механизм трансграничной трансмиссии шоков иностранной ДКП в российскую экономику. Чтобы идентифицировать возможные изменения в этом механизме, мы оценили версии базовой спецификации (1) со скользящим временным окном, определив его длительность равной 43 кварталам. Нашей целью было проверить, оказали ли вышеупомянутые изменения макроэкономической конъюнктуры воздействие на точечные оценки интересующих нас коэффициентов. Предположительно, все три события должны были создать для российских банков отрицательные стимулы в отношении зарубежных заимствований. Из-за свободного курсообразования рубля повысились валютные риски, связанные с заимствованиями в иностранной валюте и кредитованием местных заемщиков в рублях. При ограниченных возможностях хеджирования можно ожидать, что финансовые учреждения постараются сократить несоответствие валютных обязательств и выдаваемых кредитов; при этом долларовое фондирование будет использоваться в основном для выдачи долларовых кредитов экспортерам, получающим выручку от продаж в долларах. В результате при новом режиме денежно-кредитной политики влияние американской ДКП на кредитование российских банков с трансграничными обязательствами могло стать менее выраженным.

Неопределенность относительно будущей цены на нефть напрямую транслируется в неопределенность относительно будущей динамики курса рубля. Следовательно, этот фактор, по-видимому, усиливает эффект первого изменения макроэкономической конъюнктуры, а именно – завершения перехода к таргетированию инфляции и, как следствие, потенциально более высокой волатильности курса рубля. При этом следует отметить, что эмпирическая связь между ценой на нефть и волатильностью курса рубля значительно ослабла после внедрения в 2017 году бюджетного правила.

В целом воздействие санкций аналогично по направлению двум другим вышеперечисленным факторам. Финансовые санкции подразумевают ограничения для американских и европейских финансовых учреждений на ведение бизнеса в некоторых российских отраслях, а также ограничивают предельный срок действия новых кредитов 90 днями.

1.3. Изучаемые гипотезы

В настоящем исследовании мы изучаем следующие вопросы:

- i) существует ли трансмиссия шоков ДКП США в российскую экономику;
- ii) если существует, то действует ли она через канал зарубежных заимствований и/или канал ликвидных активов;
- iii) изменился ли механизм трансмиссии или остается прежним на протяжении длительного времени;
- iv) смягчили ли структурные изменения макроэкономической конъюнктуры, произошедшие в 2014 году, воздействие шоков американской ДКП на кредитование в России.

В разделе 4 приведено формальное тестирование статистических гипотез, связанных с пунктами (i) – (iv).

Для поиска ответа на вопросы (i) и (ii) мы анализируем статистическую значимость накопленного за четыре квартала воздействия шока американской ДКП во взаимодействии с четвертым лагом переменной трансмиссионного канала. Этот кумулятивный эффект равен сумме коэффициентов распределенного лага шока американской ДКП во взаимодействии с переменной канала: $\alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3$ в представлении уравнения (1).

Для поиска ответа на вопросы (iii) и (iv) мы оцениваем вышеупомянутые регрессии (1) со скользящим окном, равным 43 кварталам, или 10 годам наблюдений. Затем мы сравниваем расчетный кумулятивный эффект по всем временным подынтервалам, чтобы понять, остается ли он устойчивым во времени и, если нет, существует ли тенденция к снижению его выраженности в подвыборках наблюдений, которые включают период с 2014 года по 2017 год.

Во всех случаях, когда точечные оценки являются статистически значимыми, мы обращаем внимание на знак подсчитанного коэффициента и проверяем, соответствует ли он теоретическим прогнозам. Мы также проводим простые расчеты, чтобы понять, является ли расчетный эффект количественно значимым.

2. ДАННЫЕ

В настоящем исследовании используется два массива данных: (а) панельные данные банковской отчетности и (б) временные ряды макроэкономических данных по США для SVAR-модели, которая используется для идентификации шока американской ДКП. Мы используем квартальные данные за период с I квартала 2000 года по I квартал 2018 года включительно.

Панельные данные на уровне банков сформированы из обязательных форм отчетности, которые все действующие в России коммерческие банки обязаны ежемесячно предоставлять в Банк России. Наши данные охватывают более 700 банков. В период проведения нашего анализа в ряде банков прошла реорганизация в форме слияний и поглощений. В отношении этих случаев мы используем традиционный подход: если два банка в определенный момент объединились, мы создаем синтетический банк, как если бы обе организации были одним юридическим лицом на протяжении всего периода выборки. Более того, в течение исследуемого периода число банков значительно сократилось, не в последнюю очередь вследствие активизации надзорной политики в 2013 году. Мы не учитывали последние четыре квартала наблюдений до момента прекращения деятельности банка (вследствие отзыва лицензии), чтобы очистить данные от специфических деловых решений, которые могли бы исказить наши данные.

Данные на уровне банков включают в себя такие переменные, как темпы роста кредитования частных нефинансовых заемщиков-резидентов в рублях и в иностранной валюте, отношение обязательств перед нерезидентами к совокупным активам (*nonres*), отношение ликвидных активов к совокупным активам (*liquid*), совокупные активы (*ta*), обратная величина показателя леввереджа (*leverage*), определяемого как отношение основного капитала банка к совокупным активам, и отношение депозитов к совокупным активам (*core*). Переменные на уровне банков, включая переменные каналов трансмиссии, были очищены от выбросов, с тем чтобы они не влияли на результат¹. Мы исключили эффекты валютной переоценки, вызванные колебаниями валютного курса, из переменных на уровне банков. Это сделано во избежание значительных изменений переменных в регрессии на уровне банков, которые являются неинформативными с точки зрения нашего эмпирического эксперимента. Например, резкое ослабление рубля, как это произошло в декабре 2014 года, сократит долларовую стоимость статей баланса, номинированных в рублях, что повлечет за собой ложный скачок показателей, в том числе отношения трансграничных обязательств к активам – ключевой переменной на уровне банка в нашем исследовании, – даже если долларовая стоимость трансграничных обязательств останется неизменной. Очевидно, что подобный скачок не имеет ничего общего с изменением в структуре фондирования банков. С точки зрения оценки, шум в интересующих нас переменных регрессии (во взаимодействии с распределенным лагом шока иностранной ДКП) эквивалентен ошибке измерения переменной регрессии и увеличивает смещение расчетного эффекта в сторону нуля. В панельных регрессиях с фиксированными эффектами такое смещение усиливается (Wooldridge, 2010, стр. 365). Для устранения этого эффекта мы конвертируем все рублевые активы и обязательства, используемые в конструировании переменных на уровне банков, в доллары США по среднему обменному курсу рубля к доллару за оцениваемый период. Статьи баланса, номинированные в иностранной валюте, отражены в используемой нами выборке банков в рублях. Мы конвертировали их в доллары США по действующему на соответствующий момент времени обменному курсу рубля к доллару США.

¹ Мы исключаем наблюдения, в которых значение соответствующей переменной находится в самом верхнем (100-м) или самом нижнем (1-м) перцентиле распределения выборки.

ОПИСАНИЕ ПЕРЕМЕННЫХ

Табл. 1

Переменная	Описание
Зависимые переменные	
all loans	Темп роста всех кредитов нефинансовым заемщикам, % в квартал
ruble loans	Темп роста рублевых кредитов нефинансовым заемщикам, % в квартал
dollar loans	Темп роста долларовых кредитов нефинансовым заемщикам, % в квартал
Переменные каналов	
nonres	Отношение обязательств перед нерезидентами к совокупным активам, %
liquid	Отношение ликвидных активов к совокупным активам, %
Переменная, отражающая изменение иностранной ДКП	
us	Шок американской ДКП, п.п.
Банковские контрольные переменные	
leverage	Отношение капитала к активам, %
core	Отношение депозитов к совокупным пассивам, %
ta	Логарифм совокупных реальных активов, рубли без учета инфляции

ОПИСАТЕЛЬНЫЕ СТАТИСТИЧЕСКИЕ ДАННЫЕ

Табл. 2

Переменная	Среднее значение	Стандартное отклонение	Минимальное значение	Максимальное значение
Количество наблюдений: 25 059				
all loans	6,2	15,7	-129,9	139,5
ruble loans	6,4	17,0	-140,5	142,6
dollar loans	0,5	23,1	-163,6	152,8
nonres	6,0	12,0	0,0	92,6
liquid	28,7	14,7	0,0	96,9
leverage	15,5	16,2	-484,3	260,2
core	38,0	19,1	0,0	88,9
ta	15,1	2,3	6,1	23,9

Рисунок 1 отражает динамику по нашей выборке средних значений темпов роста всех кредитов, рублевых кредитов и кредитов в иностранной валюте. На рисунке 2 показана динамика средних значений в выборке для переменных двух каналов трансмиссии, используемых в нашем исследовании, – *nonres* и *liquid*.

В число временных рядов макроэкономических данных по США, используемых в SVAR-модели, входят индекс промышленного производства (с исключением сезонности), уровень инфляции, измеренной по ИПЦ (с исключением сезонности), доходность однолетних государственных облигаций и дополнительная премия по облигациям, предложенная в работе Гилкриста и Закрайшека (Gilchrist and Zakrajšek). Первые три набора временных рядов получены из доступной в сети Интернет базы данных (FRED – www.fred.org). Данные по дополнительной премии по облигациям до августа 2016 года доступны на веб-странице Саймона Гилкриста (Simon Gilchrist). Мы расширили временные ряды по дополнительной премии по облигациям, включив также период после августа 2016 года, путем рекурсивного прогнозирования на один квартал вперед с помощью приведенной формы VAR-модели, оцениваемой по подвыборке с данными до III квартала 2016 года включительно.

Данные по внешним инструментам MP1, FF4, ED2, ED3 и ED4 до 2012 года взяты с веб-страницы Петера Каради (Peter Karadi). Мы обновили эти временные ряды до I квартала 2018 года включительно, используя данные Bloomberg и даты заседаний Федерального комитета по операциям на открытом рынке ФРС США, представленные на веб-сайте Совета управляющих Федеральной резервной системы.

3. РЕЗУЛЬТАТЫ

3.1. Динамическое воздействие шоков американской ДКП на внутреннее кредитование, оцениваемое на всей выборке

В данном разделе представлены результаты наших оценок, полученных на основе полной выборки наблюдений с I квартала 2000 года по I квартал 2018 года включительно. В таблицах 3–5 приводятся оцененные регрессии для канала влияния иностранных заимствований, а в таблицах 6–8 – оцененные регрессии для канала ликвидных активов.

Все спецификации содержат набор интересующих нас переменных: текущий и первые три лага идентифицированного шока американской ДКП во взаимодействии каждого из них с четвертым лагом переменной канала. Переменная канала также входит во все спецификации как контрольная переменная. Спецификации (1) и (2) не включают в себя какие-либо контрольные переменные на уровне банков в дополнение к лаговой переменной канала, тогда как спецификации (3) и (4) их включают. В качестве этих дополнительных контрольных переменных используются (i) логарифм совокупных реальных активов, (ii) обратная величина показателя левереджа, определяемого как отношение основного капитала к совокупным активам, и (iii) доля депозитов к совокупным активам. Регрессии (1) и (3) включают в себя индивидуальные фиксированные и временные эффекты, тогда как регрессии (2) и (4) – только временные фиксированные эффекты. Временные фиксированные эффекты аппроксимируют воздействие всех меняющихся во времени факторов, оказывающих однородное влияние на банки. В качестве примеров можно привести уровень экономической активности в России и курс национальной ДКП. Индивидуальные фиксированные эффекты отражают воздействие специфических для банка факторов, которые различны для разных банков, но остаются неизменными с течением времени для каждого из них.

Технически индивидуальные фиксированные эффекты можно интерпретировать как специфические константы для каждого конкретного банка в уравнении регрессии. Зависимая переменная – это темп роста кредитного портфеля. Нельзя однозначно сказать, существуют ли неизменные во времени специфические для конкретного банка факторы, обуславливающие систематически более быстрые темпы роста кредитных портфелей некоторых банков по сравнению с другими банками в течение тех 18 лет, данные за которые включены в нашу выборку. Тем не менее из скептических соображений мы представляем результаты регрессии как с фиксированными индивидуальными эффектами, так и без них.

В скобках приведены стандартные ошибки, кластеризованные на уровне банков. Каждая таблица содержит три раздела. В верхнем разделе представлены результаты оценки, где в качестве внешнего инструмента для идентификации шока американской ДКП используются «монетарные сюрпризы» по $MP1$. В среднем разделе приводятся аналогичные результаты по «монетарным сюрпризам» $FF4$. В нижнем разделе показаны результаты при одновременном использовании в качестве внешних инструментов в $SVAR$ -модели «монетарных сюрпризов» $MP1$ и $FF4$. В регрессиях, представленных в таблицах 3 и 6, зависимой переменной является квартальный темп роста кредитования во всех валютах, в регрессиях таблиц 4 и 7 – темп роста рублевых кредитов, а в регрессиях таблиц 5 и 8 – темп роста кредитов в иностранной валюте.

Регрессии в таблице 3 в определенной степени подтверждают действие канала иностранных заимствований. Для целого ряда спецификаций знак расчетных коэффициентов по интересующим нас переменным регрессии совпадает с теоретическими прогнозами. Расче-

КУМУЛЯТИВНОЕ ДИНАМИЧЕСКОЕ ВОЗДЕЙСТВИЕ ШОКОВ ИНОСТРАННОЙ ДКП НА ВНУТРЕННЕЕ КРЕДИТОВАНИЕ
ВО ВСЕХ ВАЛЮТАХ ЧЕРЕЗ КАНАЛ ЗАРУБЕЖНЫХ ОБЯЗАТЕЛЬСТВ

Табл. 3

Регрессоры	(1)	(2)	(3)	(4)
Внешний инструмент: MP1				
us×nonres(-4)	-0,055 (0,097)	-0,039 (0,100)	-0,052 (0,097)	-0,020 (0,100)
(us+us(-1))×nonres(-4)	-0,108 (0,121)	-0,068 (0,125)	-0,105 (0,121)	-0,030 (0,124)
(us+us(-1)+us(-2))×nonres(-4)	-0,238 (0,156)	-0,161 (0,160)	-0,238 (0,155)	-0,110 (0,158)
(us+us(-1)+us(-2)+us(-3))×nonres(-4)	-0,219 (0,165)	-0,118 (0,172)	-0,220 (0,163)	-0,054 (0,171)
nonres(-4)	-0,056 (0,020)***	-0,009 (0,012)	-0,041 (0,020)**	-0,021 (0,013)
bank controls	no	no	yes	yes
bank fixed effects	yes	no	yes	no
time fixed effects	yes	yes	yes	yes
Внешний инструмент: FF4				
us×nonres(-4)	-0,156 (0,120)	-0,124 (0,122)	-0,153 (0,120)	-0,107 (0,121)
(us+us(-1))×nonres(-4)	-0,246 (0,185)	-0,164 (0,183)	-0,248 (0,184)	-0,129 (0,181)
(us+us(-1)+us(-2))×nonres(-4)	-0,391 (0,218)*	-0,248 (0,214)	-0,402 (0,216)*	-0,202 (0,214)
(us+us(-1)+us(-2)+us(-3))×nonres(-4)	-0,344 (0,232)	-0,164 (0,233)	-0,356 (0,228)	-0,111 (0,234)
nonres(-4)	-0,054 (0,020)***	-0,007 (0,013)	-0,039 (0,021)*	-0,019 (0,014)
bank controls	no	no	yes	yes
bank fixed effects	yes	no	yes	no
time fixed effects	yes	yes	yes	yes
Внешние инструменты: MP1+FF4				
us×nonres(-4)	-0,092 (0,101)	-0,070 (0,104)	-0,089 (0,101)	-0,051 (0,103)
(us+us(-1))×nonres(-4)	-0,156 (0,139)	-0,100 (0,141)	-0,155 (0,138)	-0,064 (0,139)
(us+us(-1)+us(-2))×nonres(-4)	-0,296 (0,1732)*	-0,194 (0,174)	-0,300 (0,172)*	-0,146 (0,173)
(us+us(-1)+us(-2)+us(-3))×nonres(-4)	-0,266 (0,184)	-0,135 (0,189)	-0,271 (0,181)	-0,076 (0,188)
nonres(-4)	-0,055 (0,020)***	-0,008 (0,012)	-0,040 (0,020)**	-0,020 (0,014)
bank controls	no	no	yes	yes
bank fixed effects	yes	no	yes	no
time fixed effects	yes	yes	yes	yes

Примечание: Приведены стандартные ошибки, состоятельные при гетероскедастичности и автокорреляции, кластеризованы на уровне банков. Шоки ДКП США (us) идентифицированы в рамках структурной VAR-модели аналогично методу, предложенному Гертлером и Каради (Gertler and Karadi, 2015), при этом в качестве внешних инструментов используются «монетарные сюрпризы» MP1, FF4 или MP1 + FF4. Контрольные переменные на уровне банков включают в себя leverage, core и ta. Более подробное описание переменных приведено в таблице 1. Символы *, ** и *** обозначают уровни значимости 10, 5 и 1% соответственно.

ты позволяют предположить, что ужесточение американской ДКП оказывает более сильное негативное влияние на те банки, которые в большей мере используют трансграничное финансирование, которое аппроксимируется отношением обязательств перед нерезидентами к совокупным активам. В спецификациях (1) и (3), включающих индивидуальные фиксированные эффекты, где шоки американской ДКП идентифицируются либо с помощью только «монетарных сюрпризов» FF4, либо с помощью MP1 + FF4 в совокупности, кумулятивный эффект от шока американской ДКП за четыре квартала имеет, как и ожидалось, знак «минус» и является статистически значимым. Для банка с зарубежными обязательствами, равными 6% его совокупных активов, что является средним значением по выборке, ужесточение американской ДКП на 0,5 п.п. замедлит темпы роста совокупного кредитного портфеля примерно

КУМУЛЯТИВНОЕ ДИНАМИЧЕСКОЕ ВОЗДЕЙСТВИЕ ШОКОВ ИНОСТРАННОЙ ДКП НА ВНУТРЕННЕЕ КРЕДИТОВАНИЕ
В РУБЛЯХ ЧЕРЕЗ КАНАЛ ЗАРУБЕЖНЫХ ОБЯЗАТЕЛЬСТВ

Табл. 4

Регрессоры	(1)	(2)	(3)	(4)
Внешний инструмент: MP1				
us×nonres(-4)	-0,084 (0,136)	-0,067 (0,138)	-0,080 (0,136)	-0,051 (0,137)
(us+us(-1))×nonres(-4)	-0,015 (0,188)	0,018 (0,189)	-0,012 (0,189)	0,051 (0,188)
(us+us(-1)+us(-2))×nonres(-4)	-0,132 (0,217)	-0,059 (0,221)	-0,132 (0,218)	-0,015 (0,221)
(us+us(-1)+us(-2)+us(-3))×nonres(-4)	0,011 (0,225)	0,107 (0,229)	0,011 (0,224)	0,161 (0,229)
nonres(-4)	-0,021 (0,025)	0,027 (0,014)*	-0,004 (0,025)	0,018 (0,016)
bank controls	no	no	yes	yes
bank fixed effects	yes	no	yes	no
time fixed effects	yes	yes	yes	yes
Внешний инструмент: FF4				
us×nonres(-4)	-0,110 (0,219)	-0,093 (0,216)	-0,106 (0,220)	-0,079 (0,216)
(us+us(-1))×nonres(-4)	-0,074 (0,297)	-0,019 (0,290)	-0,076 (0,299)	0,010 (0,289)
(us+us(-1)+us(-2))×nonres(-4)	-0,207 (0,286)	-0,087 (0,2821)	-0,219 (0,286)	-0,048 (0,282)
(us+us(-1)+us(-2)+us(-3))×nonres(-4)	-0,041 (0,315)	0,108 (0,310)	-0,053 (0,312)	0,153 (0,312)
nonres(-4)	-0,021 (0,025)	0,027 (0,015)*	-0,004 (0,026)	0,017 (0,017)
bank controls	no	no	yes	yes
bank fixed effects	yes	no	yes	no
time fixed effects	yes	yes	yes	yes
Внешние инструменты: MP1+FF4				
us×nonres(-4)	-0,093 (0,160)	-0,076 (0,159)	-0,089 (0,160)	-0,060 (0,159)
(us+us(-1))×nonres(-4)	-0,035 (0,220)	0,006 (0,218)	-0,033 (0,222)	0,037 (0,217)
(us+us(-1)+us(-2))×nonres(-4)	-0,160 (0,237)	-0,069 (0,237)	-0,163 (0,237)	-0,028 (0,238)
(us+us(-1)+us(-2)+us(-3))×nonres(-4)	-0,008 (0,252)	0,107 (0,252)	-0,013 (0,250)	0,157 (0,253)
nonres(-4)	-0,021 (0,024)	0,027 (0,014)*	-0,004 (0,025)	0,017 (0,016)
bank controls	no	no	yes	yes
bank fixed effects	yes	no	yes	no
time fixed effects	yes	yes	yes	yes

Примечание: Приведены стандартные ошибки, состоятельные при гетероскедастичности и автокорреляции, кластеризованы на уровне банков. Шоки ДКП США (us) идентифицированы в рамках структурной VAR-модели аналогично методу, предложенному Гертлером и Каради (Gertler and Karadi, 2015), при этом в качестве внешних инструментов используются «монетарные сюрпризы» MP1, FF4 или MP1+FF4. Контрольные переменные на уровне банков включают в себя leverage, core и ta. Более подробное описание переменных приведено в таблице 1. Символы *, ** и *** обозначают уровни значимости 10, 5 и 1% соответственно.

на $0,5 \times 0,35 \times 6 \approx 1$ п.п. в квартал, или на 4 п.п. в год. В экономическом отношении такой эффект можно считать достаточно значимым.

Согласно результатам регрессий в таблицах 4 и 5, сокращение совокупного кредитования полностью обусловлено снижением темпа роста кредитов в иностранной валюте. Ни одна из спецификаций в таблице 4, где зависимой переменной является квартальный темп роста рублевых кредитов, не выявляет статистически значимого эффекта. Напротив, регрессии в таблице 5, где зависимая переменная – это темп роста долларовых кредитов, демонстрируют высокую степень статистической значимости кумулятивного воздействия шока американской ДКП за четыре квартала в спецификациях, в которых шок идентифицирован либо с помощью «монетарных сюрпризов» MP1, либо с помощью MP1 + FF4 в совокупности. В количе-

КУМУЛЯТИВНОЕ ДИНАМИЧЕСКОЕ ВОЗДЕЙСТВИЕ ШОКОВ ИНОСТРАННОЙ ДКП НА ВНУТРЕННЕЕ КРЕДИТОВАНИЕ
В ДОЛЛАРАХ ЧЕРЕЗ КАНАЛ ЗАРУБЕЖНЫХ ОБЯЗАТЕЛЬСТВ

Табл. 5

Регрессоры	(1)	(2)	(3)	(4)
Внешний инструмент: MP1				
us×nonres(-4)	-0,434 (0,225)*	-0,403 (0,225)*	-0,430 (0,225)*	-0,356 (0,221)
(us+us(-1))×nonres(-4)	-0,573 (0,272)**	-0,506 (0,268)*	-0,556 (0,273)**	-0,413 (0,265)
(us+us(-1)+us(-2))×nonres(-4)	-0,614 (0,300)**	-0,494 (0,284)*	-0,587 (0,301)*	-0,374 (0,280)
(us+us(-1)+us(-2)+us(-3))×nonres(-4)	-0,978 (0,322)***	-0,780 (0,304)***	-0,945 (0,323)***	-0,633 (0,299)**
nonres(-4)	-0,110 (0,039)***	0,085 (0,021)***	-0,115 (0,041)***	0,028 (0,023)
bank controls	no	no	yes	yes
bank fixed effects	yes	no	yes	no
time fixed effects	yes	yes	yes	yes
Внешний инструмент: FF4				
us×nonres(-4)	-0,529 (0,233)**	-0,453 (0,233)*	-0,518 (0,233)**	-0,413 (0,230)*
(us+us(-1))×nonres(-4)	-0,468 (0,333)	-0,326 (0,329)	-0,438 (0,334)	-0,244 (0,324)
(us+us(-1)+us(-2))×nonres(-4)	-0,497 (0,356)	-0,264 (0,327)	-0,450 (0,359)	-0,163 (0,325)
(us+us(-1)+us(-2)+us(-3))×nonres(-4)	-0,649 (0,401)	-0,303 (0,376)	-0,594 (0,403)	-0,191 (0,371)
nonres(-4)	-0,104 (0,039)***	0,085 (0,021)***	-0,108 (0,040)***	0,027 (0,023)
bank controls	no	no	yes	yes
bank fixed effects	yes	no	yes	no
time fixed effects	yes	yes	yes	yes
Внешние инструменты: MP1+FF4				
us×nonres(-4)	-0,484 (0,218)**	-0,434 (0,218)**	-0,478 (0,219)**	-0,390 (0,215)*
(us+us(-1))×nonres(-4)	-0,531 (0,286)*	-0,433 (0,283)	-0,509 (0,287)*	-0,345 (0,279)
(us+us(-1)+us(-2))×nonres(-4)	-0,570 (0,309)*	-0,403 (0,288)	-0,535 (0,311)*	-0,292 (0,285)
(us+us(-1)+us(-2)+us(-3))×nonres(-4)	-0,850 (0,342)***	-0,590 (0,320)*	-0,809 (0,344)**	-0,457 (0,316)
nonres(-4)	-0,107 (0,039)***	0,087 (0,021)***	-0,111 (0,040)***	0,029 (0,023)
bank controls	no	no	yes	yes
bank fixed effects	yes	no	yes	no
time fixed effects	yes	yes	yes	yes

Примечание: Приведены стандартные ошибки, состоятельные при гетероскедастичности и автокорреляции, кластеризованы на уровне банков. Шоки ДКП США (us) идентифицированы в рамках структурной VAR-модели аналогично методу, предложенному Гертлером и Каради (Gertler and Karadi, 2015), при этом в качестве внешних инструментов используются «монетарные сюрпризы» MP1, FF4 или MP1+FF4. Контрольные переменные на уровне банков включают в себя leverage, core и ta. Более подробное описание переменных приведено в таблице 1. Символы *, ** и *** обозначают уровни значимости 10, 5 и 1% соответственно.

ственном отношении эффект значителен: в зависимости от спецификации значения точечной оценки находятся в пределах от -0,65 до -0,95, что более чем вдвое превышает показатель кумулятивного влияния на кредитование во всех валютах. Срединная точка данного интервала указывает на то, что неожиданное ужесточение американской ДКП на 0,5 п.п. в суммарном выражении замедлит темп роста долларовых кредитов банка, имеющего средний по выборке размер зарубежных обязательств в процентном отношении от совокупных активов, на $0,5 \times 0,8 \times 6 \approx 2,5$ п.п. в квартал, или на 10 п.п. в год, что является очень высоким показателем по сравнению со средним по выборке квартальным темпом роста долларовых кредитов, составляющим лишь 0,5% в квартал, или 2% в год.

КУМУЛЯТИВНОЕ ДИНАМИЧЕСКОЕ ВОЗДЕЙСТВИЕ ШОКОВ ИНОСТРАННОЙ ДКП НА ВНУТРЕННЕЕ КРЕДИТОВАНИЕ
ВО ВСЕХ ВАЛЮТАХ ЧЕРЕЗ КАНАЛ ЛИКВИДНЫХ АКТИВОВ

Табл. 6

Регрессоры	(1)	(2)	(3)	(4)
Внешний инструмент: MP1				
us×liquid(-4)	-0,037 (0,082)	-0,030 (0,083)	-0,046 (0,083)	-0,038 (0,083)
(us+us(-1))×liquid(-4)	-0,005 (0,105)	0,009 (0,102)	-0,031 (0,105)	-0,004 (0,102)
(us+us(-1)+us(-2))×liquid(-4)	-0,095 (0,121)	-0,046 (0,122)	-0,135 (0,121)	-0,062 (0,121)
(us+us(-1)+us(-2)+us(-3))×liquid(-4)	-0,122 (0,129)	-0,071 (0,127)	-0,164 (0,129)	-0,092 (0,126)
liquid(-4)	0,111 (0,014)***	0,046 (0,010)***	0,121 (0,014)***	0,067 (0,010)***
bank controls	no	no	yes	yes
bank fixed effects	yes	no	yes	no
time fixed effects	yes	yes	yes	yes
Внешний инструмент: FF4				
us×liquid(-4)	-0,117 (0,101)	-0,135 (0,101)	-0,130 (0,101)	-0,136 (0,101)
(us+us(-1))×liquid(-4)	-0,121 (0,143)	-0,144 (0,140)	-0,158 (0,142)	-0,144 (0,139)
(us+us(-1)+us(-2))×liquid(-4)	-0,173 (0,153)	-0,182 (0,155)	-0,223 (0,152)	-0,176 (0,154)
(us+us(-1)+us(-2)+us(-3))×liquid(-4)	-0,194 (0,156)	-0,229 (0,157)	-0,242 (0,156)*	-0,218 (0,156)
liquid(-4)	0,112 (0,014)***	0,048 (0,010)***	0,122 (0,015)***	0,069 (0,011)***
bank controls	no	no	yes	yes
bank fixed effects	yes	no	yes	no
time fixed effects	yes	yes	yes	yes
Внешние инструменты: MP1+FF4				
us×liquid(-4)	-0,067 (0,086)	-0,072 (0,086)	-0,077 (0,086)	-0,077 (0,086)
(us+us(-1))×liquid(-4)	-0,047 (0,116)	-0,050 (0,113)	-0,077 (0,115)	-0,057 (0,112)
(us+us(-1)+us(-2))×liquid(-4)	-0,124 (0,129)	-0,101 (0,131)	-0,166 (0,129)	-0,107 (0,130)
(us+us(-1)+us(-2)+us(-3))×liquid(-4)	-0,150 (0,135)	-0,136 (0,135)	-0,194 (0,135)	-0,143 (0,134)
liquid(-4)	0,112 (0,014)***	0,047 (0,010)***	0,122 (0,014)***	0,068 (0,010)***
bank controls	no	no	yes	yes
bank fixed effects	yes	no	yes	no
time fixed effects	yes	yes	yes	yes

Примечание: Приведены стандартные ошибки, состоятельные при гетероскедастичности и автокорреляции, кластеризованы на уровне банков. Шоки ДКП США (us) идентифицированы в рамках структурной VAR-модели аналогично методу, предложенному Гертлером и Каради (Gertler and Karadi, 2015), при этом в качестве внешних инструментов используются «монетарные сюрпризы» MP1, FF4 или MP1+FF4. Контрольные переменные на уровне банков включают в себя leverage, core и ta. Более подробное описание переменных приведено в таблице 1. Символы *, ** и *** обозначают уровни значимости 10, 5 и 1% соответственно.

В регрессиях, представленных в таблицах 6–8, оценивается функционирование канала ликвидных активов. Ни одна из спецификаций в данных таблицах не демонстрирует статистически значимой (при общепринятых уровнях значимости) точечной оценки кумулятивного воздействия шока американской ДКП во взаимодействии с заранее заданным значением отношения ликвидных активов к совокупным активам. Это означает, что сила влияния экзогенных шоков ДКП США на внутреннее кредитование какого-либо банка не зависит от объема имеющихся у него ликвидных активов.

КУМУЛЯТИВНОЕ ДИНАМИЧЕСКОЕ ВОЗДЕЙСТВИЕ ШОКОВ ИНОСТРАННОЙ ДКП НА ВНУТРЕННЕЕ КРЕДИТОВАНИЕ
В РУБЛЯХ ЧЕРЕЗ КАНАЛ ЛИКВИДНЫХ АКТИВОВ

Табл. 7

Регрессоры	(1)	(2)	(3)	(4)
Внешний инструмент: MP1				
us×liquid (-4)	- 0,051 (0,103)	- 0,038 (0,102)	- 0,061 (0,104)	- 0,046 (0,102)
(us+us (-1)) ×liquid (-4)	- 0,023 (0,131)	- 0,011 (0,127)	- 0,050 (0,132)	- 0,022 (0,127)
(us+us (-1) +us (-2)) ×liquid (-4)	- 0,072 (0,150)	- 0,028 (0,147)	- 0,114 (0,149)	- 0,041 (0,147)
(us+us (-1) +us (-2) +us (-3)) ×liquid (-4)	- 0,069 (0,157)	- 0,011 (0,150)	- 0,113 (0,158)	- 0,029 (0,149)
liquid (-4)	0,096 (0,016)	0,043 (0,011) ***	0,106 (0,016) ***	0,061 (0,011) ***
bank controls	no	no	yes	yes
bank fixed effects	yes	no	yes	no
time fixed effects	yes	yes	yes	yes
Внешний инструмент: FF4				
us×liquid (-4)	- 0,105 (0,130)	- 0,115 (0,129)	- 0,119 (0,130)	- 0,116 (0,129)
(us+us (-1)) ×liquid (-4)	- 0,088 (0,182)	- 0,113 (0,178)	- 0,127 (0,182)	- 0,113 (0,178)
(us+us (-1) +us (-2)) ×liquid (-4)	- 0,064 (0,186)	- 0,072 (0,183)	- 0,117 (0,186)	- 0,066 (0,183)
(us+us (-1) +us (-2) +us (-3)) ×liquid (-4)	- 0,039 (0,189)	- 0,050 (0,184)	- 0,090 (0,189)	- 0,042 (0,184)
liquid (-4)	0,096 (0,016) ***	0,043 (0,011) ***	0,106 (0,016) ***	0,062 (0,012) ***
bank controls	no	no	yes	yes
bank fixed effects	yes	no	yes	no
time fixed effects	yes	yes	yes	yes
Внешние инструменты: MP1+FF4				
us×liquid (-4)	- 0,070 (0,109)	- 0,068 (0,108)	- 0,081 (0,110)	- 0,072 (0,108)
(us+us (-1)) ×liquid (-4)	- 0,045 (0,146)	- 0,049 (0,142)	- 0,076 (0,146)	- 0,055 (0,142)
(us+us (-1) +us (-2)) ×liquid (-4)	- 0,066 (0,159)	- 0,045 (0,156)	- 0,111 (0,159)	- 0,050 (0,156)
(us+us (-1) +us (-2) +us (-3)) ×liquid (-4)	- 0,056 (0,165)	- 0,028 (0,158)	- 0,101 (0,165)	- 0,034 (0,158)
liquid (-4)	0,096 (0,016) ***	0,043 (0,011) ***	0,106 (0,016) ***	0,061 (0,011) ***
bank controls	no	no	yes	yes
bank fixed effects	yes	no	yes	no
time fixed effects	yes	yes	yes	yes

Примечание: Приведены стандартные ошибки, состоятельные при гетероскедастичности и автокорреляции, кластеризованы на уровне банков. Шоки ДКП США (us) идентифицированы в рамках структурной VAR-модели аналогично методу, предложенному Гертлером и Каради (Gertler and Karadi, 2015), при этом в качестве внешних инструментов используются «монетарные сюрпризы» MP1, FF4 или MP1+FF4. Контрольные переменные на уровне банков включают в себя leverage, core и ta. Более подробное описание переменных приведено в таблице 1. Символы *, ** и *** обозначают уровни значимости 10, 5 и 1% соответственно.

3.2. Альтернативные прокси-переменные шока американской ДКП

Помимо шоков американской ДКП, идентифицированных в SVAR-модели, где в качестве внешних инструментов использовались «монетарные сюрпризы», мы также рассматриваем набор альтернативных прокси-переменных шока американской ДКП. Во-первых, мы используем «монетарные сюрпризы» как таковые в качестве показателей шоков ДКП. Аналогичный подход применялся в работе Гюркайнака (Gürkaynak et al., 2005). Во-вторых, в качестве прокси-переменной шока американской ДКП мы используем квартальные изменения «теневой» ключевой ставки, предложенной Ву и Ся (Wu and Xia, 2013). «Теневая» ключевая ставка выводится

КУМУЛЯТИВНОЕ ДИНАМИЧЕСКОЕ ВОЗДЕЙСТВИЕ ШОКОВ ИНОСТРАННОЙ ДКП НА ВНУТРЕННЕЕ КРЕДИТОВАНИЕ
В ДОЛЛАРАХ ЧЕРЕЗ КАНАЛ ЛИКВИДНЫХ АКТИВОВ

Табл. 8

Регрессоры	(1)	(2)	(3)	(4)
Внешний инструмент: MP1				
us×liquid(-4)	0,169 (0,208)	0,212 (0,213)	0,161 (0,209)	0,209 (0,213)
(us+us(-1))×liquid(-4)	0,181 (0,232)	0,316 (0,229)	0,164 (0,232)	0,320 (0,229)
(us+us(-1)+us(-2))×liquid(-4)	0,103 (0,268)	0,287 (0,260)	0,078 (0,269)	0,299 (0,258)
(us+us(-1)+us(-2)+us(-3))×liquid(-4)	-0,004 (0,294)	0,195 (0,283)	-0,031 (0,295)	0,197 (0,281)
liquid(-4)	0,099 (0,029)***	0,015 (0,020)	0,106 (0,029)***	0,037 (0,020)*
bank controls	no	no	yes	yes
bank fixed effects	yes	no	yes	no
time fixed effects	yes	yes	yes	yes
Внешний инструмент: FF4				
us×liquid(-4)	-0,043 (0,208)	-0,019 (0,211)	-0,049 (0,209)	-0,006 (0,212)
(us+us(-1))×liquid(-4)	0,030 (0,266)	0,069 (0,260)	-0,047 (0,267)	0,108 (0,260)
(us+us(-1)+us(-2))×liquid(-4)	-0,179 (0,303)	-0,065 (0,293)	-0,197 (0,304)	-0,003 (0,291)
(us+us(-1)+us(-2)+us(-3))×liquid(-4)	-0,273 (0,320)	-0,179 (0,306)	-0,286 (0,319)	-0,115 (0,305)
liquid(-4)	0,102 (0,029)***	0,019 (0,020)	0,109 (0,029)***	0,041 (0,021)**
bank controls	no	no	yes	yes
bank fixed effects	yes	no	yes	no
time fixed effects	yes	yes	yes	yes
Внешние инструменты: MP1+FF4				
us×liquid(-4)	0,080 (0,202)	0,112 (0,206)	0,073 (0,202)	0,115 (0,206)
(us+us(-1))×liquid(-4)	0,098 (0,238)	0,215 (0,234)	0,082 (0,238)	0,233 (0,234)
(us+us(-1)+us(-2))×liquid(-4)	-0,019 (0,272)	0,132 (0,263)	-0,040 (0,273)	0,165 (0,262)
(us+us(-1)+us(-2)+us(-3))×liquid(-4)	-0,116 (0,293)	0,034 (0,281)	-0,137 (0,293)	0,062 (0,280)
liquid(-4)	0,100 (0,029)***	0,016 (0,020)	0,107 (0,029)***	0,038 (0,020)*
bank controls	no	no	yes	yes
bank fixed effects	yes	no	yes	no
time fixed effects	yes	yes	yes	yes

Примечание: Приведены стандартные ошибки, состоятельные при гетероскедастичности и автокорреляции, кластеризованы на уровне банков. Шоки ДКП США (us) идентифицированы в рамках структурной VAR-модели аналогично методу, предложенному Гертлером и Каради (Gertler and Karadi, 2015), при этом в качестве внешних инструментов используются «монетарные сюрпризы» MP1, FF4 или MP1+FF4. Контрольные переменные на уровне банков включают в себя leverage, core и ta. Более подробное описание переменных приведено в таблице 1. Символы *, ** и *** обозначают уровни значимости 10, 5 и 1% соответственно.

на основе данных о временной структуре процентных ставок с использованием традиционной теоретической аффинной модели временной структуры. В-третьих, в качестве прокси-переменной шока американской ДКП мы рассматриваем квартальные изменения доходностей казначейских облигаций США со сроками погашения 1 год, 5 и 10 лет. Выбор в пользу процентных ставок в первых разностях сделан на основании наблюдения, согласно которому с практической точки зрения Россия представляет собой малую открытую экономику, где действуют международные цены, включая процентные ставки системообразующих экономик, как заранее заданное условие. Мы повторно проводим анализ по каждой альтернативной прокси-переменной отдельно с использованием спецификации (3) в таблицах 3–8, где использованы контрольные переменные на уровне банков и фиксированные временные и индивидуальные

КУМУЛЯТИВНОЕ ДИНАМИЧЕСКОЕ ВОЗДЕЙСТВИЕ
ШОКА АМЕРИКАНСКОЙ ДКП НА РОСТ
КРЕДИТОВАНИЯ В РОССИИ ЗА ЧЕТЫРЕ КВАРТАЛА
ЧЕРЕЗ ТРАНСМИССИОННЫЙ КАНАЛ ЗАРУБЕЖНЫХ
ОБЯЗАТЕЛЬСТВ Табл. 9

Прокси-переменная шока	All loans	Ruble loans	Dollar loans
SVAR + MP1	-0,220 (0,163)	0,011 (0,224)	-0,945 (0,323) ***
SVAR + FF4	-0,356 (0,228)	-0,053 (0,312)	-0,594 (0,403)
SVAR + MP1 + FF4	-0,271 (0,181)	-0,013 (0,250)	-0,809 (0,343) **
MP1	0,013 (0,395)	0,079 (0,667)	-1,431 (0,788) *
FF4	-0,228 (0,545)	0,373 (1,072)	-1,935 (0,889) **
ED2	-0,750 (0,543)	0,371 (1,001)	-3,848 (0,928) ***
ED3	-0,832 (0,445) *	-0,122 (0,807)	-3,551 (0,785) ***
ED4	-0,869 (0,403) **	-0,098 (0,724)	-3,760 (0,756) ***
Wu – Xia	-0,019 (0,029)	0,010 (0,039)	0,016 (0,056)
GS1	-0,036 (0,039)	0,021 (0,050)	-0,079 (0,074)
GS5	-0,023 (0,052)	0,045 (0,068)	-0,091 (0,105)
GS10	-0,002 (0,058)	0,033 (0,078)	-0,115 (0,128)

Данные в таблице — расчетные кумулятивные эффекты за четыре квартала от шока ДКП США величиной 1 п.п. во взаимодействии с лаговой переменной трансмиссионного канала зарубежных обязательств. В скобках приведены стандартные ошибки, состоятельные при гетероскедастичности и автокорреляции и кластеризованные на уровне банков. Символы ***, ** и * обозначают уровни статистической значимости 1, 5 и 10% соответственно. В качестве зависимой переменной выступает квартальный темп роста кредитования в соответствующей валюте. Переменные в регрессии — распределенный в течение четырех кварталов лаг прокси-переменной шока ДКП США во взаимодействии с четвертым лагом $\log p_{ges}$, а также первые лаги $core$, $tier1$ и ta . Добавлены фиксированные индивидуальные и временные эффекты.

эффекты. В таблицах 9 и 10 отображены кумулятивные эффекты шоков американской ДКП за четыре квартала во взаимодействии с переменной трансмиссионного канала зарубежных заимствований и канала ликвидных активов соответственно.

Регрессии в таблице 9 отражают две закономерности в данных. Во-первых, процентные ставки в первых разностях не выявляют каких-либо статистически значимых эффектов. Во-вторых, «монетарные сюрпризы» как прокси-переменные шоков показывают статистически значимые расчетные кумулятивные эффекты со знаком «минус», что совпадает с теоретическими прогнозами. Менее очевиден ответ на вопрос, почему величина расчетного эффекта возрастает по мере увеличения срока погашения соответствующего фьючерсного контракта. Также примечательно, что фьючерсные контракты на евродолларовые депозиты, которые оказались слабыми инструментами в нашей SVAR-модели, демонстрируют статистически значимые эффекты в отношении роста кредитования во всех валютах, особенно долларовых кредитов. В целом мы используем данные таблицы 9 для проверки правильности расчетов наших основных результатов, представленных в предыдущем подразделе.

В таблице 10 представлены аналогичные регрессии для трансмиссионного канала ликвидных активов. В спецификации, где зависимой переменной являются кредиты в любых валютах, общепринятый уровень значимости демонстрирует только «теневая» ключевая ставка, предложенная Ву и Ся (Wu and Xia, 2013). Тем не менее знак противоречит логике: чем больше размер ликвидных активов на балансе банка, тем в большей мере он сокращает кредитование во всех валютах, реагируя на ужесточение американской ДКП. Более того, кумулятивный эффект теряет статистическую значимость и становится менее масштабным, если мы обратимся к спецификации, где зависимой переменной является темп роста либо рублевых, либо долларовых кредитов. Мы объясняем эту закономерность особенностями данных.

КУМУЛЯТИВНОЕ ДИНАМИЧЕСКОЕ ВОЗДЕЙСТВИЕ
ШОКА АМЕРИКАНСКОЙ ДКП НА РОСТ
КРЕДИТОВАНИЯ В РОССИИ ЗА ЧЕТЫРЕ КВАРТАЛА
ЧЕРЕЗ ТРАНСМИССИОННЫЙ КАНАЛ ЛИКВИДНЫХ
АКТИВОВ Табл. 10

Прокси-переменная шока	All loans	Ruble loans	Dollar loans
SVAR + MP1	-0,164 (0,129)	-0,113 (0,158)	-0,031 (0,295)
SVAR + FF4	-0,242 (0,156)	-0,090 (0,189)	-0,286 (0,319)
SVAR + MP1 + FF4	-0,194 (0,135)	-0,101 (0,165)	-0,137 (0,293)
MP1	-0,121 (0,348)	-0,179 (0,428)	-0,338 (0,737)
FF4	-0,145 (0,446)	-0,162 (0,571)	-0,889 (0,877)
ED2	0,030 (0,459)	-0,084 (0,587)	-0,182 (0,921)
ED3	0,022 (0,385)	-0,097 (0,494)	-0,114 (0,794)
ED4	0,076 (0,375)	-0,096 (0,480)	-0,041 (0,793)
Wu – Xia	-0,053 (0,025)**	-0,034 (0,029)	-0,035 (0,057)
GS1	-0,052 (0,031)*	-0,024 (0,037)	-0,039 (0,068)
GS5	-0,072 (0,046)	-0,036 (0,056)	-0,127 (0,103)
GS10	-0,073 (0,059)	-0,032 (0,074)	-0,150 (0,125)

Данные в таблице — расчетные кумулятивные эффекты за четыре квартала от шока ДКП США величиной 1 п.п. во взаимодействии с лаговой переменной трансмиссионного канала зарубежных обязательств. В скобках приведены стандартные ошибки, состоятельные при гетероскедастичности и автокорреляции и кластеризованные на уровне банков. Символы ***, ** и * обозначают уровни статистической значимости 1, 5 и 10% соответственно. В качестве зависимой переменной выступает квартальный темп роста кредитования в соответствующей валюте. Переменные в регрессии — распределенный в течение четырех кварталов лаг прокси-переменной шока ДКП США во взаимодействии с четвертым лагом $\log liquid$, а также первые лаги $core$, $tier1$ и ta . Добавлены фиксированные индивидуальные и временные эффекты.

3.3. Изменение трансмиссионного механизма с течением времени

На данный момент мы установили, что трансмиссия шоков американской ДКП в российском банковском кредитовании происходит через канал зарубежных обязательств: в ответ на ужесточение ДКП кредитные организации с более высокими показателями отношения зарубежных обязательств к активам стремятся в большем объеме сократить кредитование частных нефинансовых заемщиков. Данный эффект обусловлен исключительно снижением темпов роста долларовых кредитов, тогда как темпы роста рублевых кредитов остаются неизменными. Канал ликвидных активов не является существенным: влияние шока ДКП на кредитование не зависит от размера имеющихся у банка ликвидных активов накануне шока. Далее мы изучим, устойчив ли с течением времени расчетный кумулятивный эффект через канал зарубежных обязательств.

Для проверки устойчивости интересующего нас эффекта в динамике по времени мы оцениваем серию регрессий со скользящим интервалом. Мы используем спецификацию, где темп роста долларовых кредитов – зависимая переменная, а показатель отношения зарубежных обязательств к активам – переменная трансмиссионного канала, которая дополнена набором контрольных переменных для банков, а также фиксированными временными и индивидуальными эффектами, то есть спецификация (3) в таблице 5. Скользящие регрессии представлены в таблице 11. Длительность скользящего интервала составляет 41 квартал, где самая ранняя подвыборка оценки относится к периоду с I квартала 2000 года по I квартал 2010 года, а самая поздняя подвыборка оценки – к периоду с I квартала 2008 года по I квартал 2018 года. Мы проводим повторные расчеты отдельно для разных версий шока американской ДКП, идентифицированного с помощью разных наборов внешних инструментов, а именно – MP1, FF4 и MP1 + FF4 в совокупности. На основе данных таблицы 11 можно предположить, что до I квартала 2017 года кумулятивное воздействие шока США в сочетании с показателем отношения зарубежных обязательств к активам на темпы роста долларовых кредитов остается поразительно устойчивым в динамике по времени и в рамках альтернативных вариантов идентификации. В случае идентификации с использованием MP1 и MP1 + FF4 этот эффект всегда остается значимым на уровне 1%, тогда как при идентификации с помощью FF4 он значим лишь в некоторых случаях (напомним, что данный вариант идентификации не выявил статистически значимого эффекта: см. средний раздел таблицы 5). В количественном отношении точечные оценки кумулятивного эффекта составляют приблизительно от 1 до 1,5. В случаях существенного пересечения доверительных интервалов в разных подвыборках оценки и при разных вариантах идентификации расчетные эффекты являются статистически неотличимыми.

Одна из причин, по которым расчетный эффект перестает быть устойчивым при выходе за интервал оценки с I квартала 2007 года по I квартал 2017 года, связана с двумя конкретными недостатками наших макроданных. Как указано в разделе 2, временные ряды для дополнительной премии по облигациям доступны только до III квартала 2016 года включительно. Для оценки приведенной формы нашей VAR-модели на полной выборке нам пришлось расширить эти ряды до I квартала 2018 года включительно посредством последовательного прогнозирования дополнительной премии по облигациям с помощью той же самой VAR-модели. Учитывая, что наша VAR-модель включает в себя только четыре переменные, существует вероятность, что эти расчеты приводят к нежелательному шуму в полученных данных и искажают оценки шоков американской ДКП по датам, которые находятся ближе к концу выборки. Другая особенность наших данных связана с доступностью информации по «монетарным сюрпризам». До I квартала 2015 года «монетарные сюрпризы» рассчитываются на основе симметричного 30-минутного интервала в преддверии и сразу после заявления об изменении американской ДКП. По остальной части выборки у нас есть лишь ежедневные данные по пяти фьючерс-

КУМУЛЯТИВНОЕ ЗА ЧЕТЫРЕ КВАРТАЛА
ВОЗДЕЙСТВИЕ ШОКА АМЕРИКАНСКОЙ ДКП НА РОСТ
КРЕДИТОВАНИЯ В ДОЛЛАРАХ В РОССИИ ЧЕРЕЗ
КАНАЛ ЗАРУБЕЖНЫХ ОБЯЗАТЕЛЬСТВ СКОЛЬЗЯЩИМ
ОКНОМ

Табл. 11

Выборка	MP1	FF4	MP1 + FF4
2000Q1 – 2018Q1	-0,945 (0,323)***	-0,594 (0,233)	-0,809 (0,344)**
2000Q1 – 2010Q1	-0,999 (0,360)***	-0,589 (0,453)	-0,843 (0,385)**
2001Q1 – 2011Q1	-1,130 (0,397)***	-0,634 (0,637)	-0,999 (0,468)**
2002Q1 – 2012Q1	-1,306 (0,382)***	-1,034 (0,682)	-1,292 (0,456)***
2003Q1 – 2013Q1	-1,482 (0,396)***	-1,482 (0,666)**	-1,521 (0,459)***
2004Q1 – 2014Q1	-1,406 (0,408)***	-1,395 (0,681)**	-1,437 (0,473)***
2005Q1 – 2015Q1	-1,109 (0,417)***	-0,866 (0,714)	-1,081 (0,488)**
2006Q1 – 2016Q1	-1,243 (0,444)***	-1,595 (0,796)**	-1,371 (0,527)***
2007Q1 – 2017Q1	-1,280 (0,446)***	-1,227 (0,779)	-1,318 (0,528)**
2007Q2 – 2017Q2	-1,645 (1,172)	-0,949 (0,894)	-1,302 (0,946)
2007Q3 – 2017Q3	-1,006 (1,195)	1,914 (1,200)	0,387 (1,126)
2007Q4 – 2017Q4	1,706 (1,463)	3,856 (1,263)***	2,771 (1,282)**
2008Q1 – 2018Q1	6,453 (1,889)***	5,655 (1,362)***	5,238 (1,431)***

Примечание: Приведены стандартные ошибки, состоятельные при гетероскедастичности и автокорреляции, кластеризованные на уровне банков. Более подробное описание переменных приведено в таблице 1. Символы *, ** и *** обозначают уровни значимости в 10, 5 и 1% соответственно.

КУМУЛЯТИВНОЕ ЗА ЧЕТЫРЕ КВАРТАЛА
ВОЗДЕЙСТВИЕ ШОКА АМЕРИКАНСКОЙ ДКП НА РОСТ
КРЕДИТОВАНИЯ В РУБЛЯХ В РОССИИ ЧЕРЕЗ КАНАЛ
ЗАРУБЕЖНЫХ ОБЯЗАТЕЛЬСТВ СКОЛЬЗЯЩИМ
ОКНОМ

Табл. 12

Выборка	MP1	FF4	MP1 + FF4
2000Q1 – 2018Q1	0,011 (0,224)	-0,053 (0,312)	-0,013 (0,250)
2000Q1 – 2010Q1	0,169 (0,259)	0,152 (0,352)	0,164 (0,287)
2001Q1 – 2011Q1	0,172 (0,256)	0,079 (0,458)	0,166 (0,311)
2002Q1 – 2012Q1	0,092 (0,228)	0,390 (0,403)	0,167 (0,272)
2003Q1 – 2013Q1	0,002 (0,215)	0,066 (0,376)	0,015 (0,254)
2004Q1 – 2014Q1	-0,196 (0,212)	-0,280 (0,369)	-0,222 (0,250)
2005Q1 – 2015Q1	-0,259 (0,221)	-0,449 (0,391)	0,312 (0,263)
2006Q1 – 2016Q1	-0,223 (0,211)	-0,471 (0,390)	0,286 (0,253)
2007Q1 – 2017Q1	-0,168 (0,215)	-0,273 (0,398)	-0,199 (0,258)
2007Q2 – 2017Q2	-0,355 (0,667)	-0,027 (0,453)	-0,040 (0,526)
2007Q3 – 2017Q3	-0,407 (0,678)	-0,216 (0,700)	-0,227 (0,618)
2007Q4 – 2017Q4	0,042 (0,652)	0,211 (0,769)	0,283 (0,627)
2008Q1 – 2018Q1	1,440 (1,258)	0,633 (0,881)	0,970 (0,878)

Примечание: Приведены стандартные ошибки, состоятельные при гетероскедастичности и автокорреляции, кластеризованные на уровне банков. Более подробное описание переменных приведено в таблице 1. Символы *, ** и *** обозначают уровни значимости в 10, 5 и 1% соответственно.

ным контрактам на процентную ставку. В связи с этим нам пришлось расширить временные ряды квартальных агрегированных данных по 30-минутным «сюрпризам» за счет квартальных агрегированных данных по ежедневным «сюрпризам» за период с IV квартала 2015 года по I квартал 2018 года, которые предположительно содержат больший уровень шума, чем данные по ежедневным «сюрпризам». В тех случаях, когда этот подпериод оказывается значимым в подвыборке интервала оценки ближе к правому концу выборки, очевидная потеря устойчивости в подвыборках, заканчивающихся в период с I квартала 2017 года по I квартал 2018 года, может быть результатом воздействия одного либо обоих из упомянутых выше факторов.

4. ОБСУЖДЕНИЕ

При анализе данных мы выявили несколько закономерностей. Во-первых, шоки американской ДКП распространяются на Россию, воздействуя на внутреннее кредитование российскими банками частных нефинансовых заемщиков. Такое воздействие является отрицательным: шоки, связанные с ужесточением политики, приводят к снижению роста кредитования и оказываются существенными в количественном отношении. Во-вторых, реакция на шоки американской ДКП наблюдается именно в части долларовых, а не рублевых кредитов. В-третьих, влияние оказывается не через канал ликвидных активов, а через канал зарубежных обязательств. Кредитные портфели банков с более высокой степенью зависимости от зарубежных заимствований более чувствительны к шокам американской ДКП, при этом интенсивность воздействия не зависит от размера имеющихся у банка ликвидных активов. В-четвертых, данный эффект необычайно устойчив в динамике по времени, несмотря на то, что в период, охватываемый нашей выборкой, завершился переход от одного режима ДКП (таргетирование валютного курса) к другому (таргетирование инфляции), наблюдалась турбулентность на мировом рынке нефти, являющейся важным источником экспортных доходов для экономики России, и происходили радикальные геополитические изменения. Как указано выше, первые два фактора теоретически должны приводить к росту неопределенности и валютных рисков, связанных с заимствованиями в иностранной валюте, и в связи с этим потенциально ослабляют воздействие через трансмиссионный канал зарубежных обязательств. Однако мы наблюдаем иную картину: согласно измерениям кумулятивного эффекта от шока американской ДКП за четыре квартала во взаимосвязи с лаговым значением отношения зарубежных обязательств к активам, интенсивность воздействия через этот канал остается неизменной. Геополитический фактор привел к финансовым санкциям против российских банков и поэтому должен был оказывать воздействие той же направленности, однако в имеющихся данных это явным образом не прослеживается. Следует отметить, что в период 2015–2017 годов Банк России ввел ряд макропруденциальных мер, направленных на ограничение заимствований и кредитования в иностранной валюте. Кроме того, Банк России значительно повысил риск-коэффициенты по кредитам в иностранной валюте для физических и юридических лиц без достаточной экспортной выручки, а также увеличил размер резервных требований по зарубежным обязательствам российских банков. Эти меры политики должны были ускорить процесс дедолларизации банковских активов и пассивов.

Выявленные эмпирические закономерности имеют большое значение для экономической политики: сам по себе более гибкий режим курсообразования, по всей видимости, не может защитить экономику от воздействия глобального финансового цикла с учетом зависимости финансового сектора от иностранного рынка капитала. Одной из тенденций, выявленных в использованных данных и сопровождавших процесс воздействия трех упомянутых выше факторов наряду с мерами макропруденциальной политики, стало постепенное сокращение иностранных заимствований, как это показано в верхней части рисунка 2. Это сопровождается отрицательной динамикой долларовых кредитов как в абсолютных, так и в относительных величинах (рисунки 9, 10 и 11). Наши данные, к сожалению, не дают ответа на вопрос, какой из трех факторов сильнее других способствовал отрицательной динамике на совокупном уровне, влияние макропруденциальной политики также остается неясным.

Еще один заслуживающий внимания вывод заключается в том, что шоки американской ДКП не влияют на темп роста кредитования в рублях. Рост стоимости финансирования в долларах США как одно из последствий ужесточения американской ДКП должен быть фактором, стиму-

лирующим внутренним заемщикам в России отказываться от долларовых кредитов из-за повышения их стоимости в пользу рублевых кредитов. В имеющихся данных мы этого не наблюдаем, так как темпы роста рублевых кредитов остаются неизменными, даже в более ранних подвыборках оценки, которые соответствуют более узкому целевому коридору валютного курса, как показано на рисунке 3. Отсутствие взаимозаменяемости между долларовыми и рублевыми кредитами для заемщика кажется нелогичным. Одна из возможных причин – неготовность заемщиков принимать валютные риски при ограниченных возможностях хеджирования. В такой ситуации экспортеры с долларовой выручкой в значительной мере отдавали бы предпочтение долларovým кредитам, тогда как компании, работающие на внутренний рынок, предпочитали бы делать заимствования в рублях. Следовательно, из-за роста стоимости финансирования в долларах США долларовые кредиты становятся для экспортеров более дорогими, и они предпочитают сокращать заимствования в долларах США вне зависимости от наличия или отсутствия финансовых санкций. Также возможно, что при высокой степени неготовности брать на себя риски банки стремятся предоставлять долларовые кредиты только экспортерам, а рублевые ссуды – организациям, обслуживающим внутренний рынок. Однако остается неочевидным, насколько каждая из этих версий соответствует действительности.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Мы исследуем трансмиссию шоков иностранной ДКП в России с помощью анализа кредитования российскими банками частных нефинансовых заемщиков. Мы видим, что по данным полной выборки трансмиссия действительно происходит через канал трансграничных обязательств: организации с более высоким показателем отношения трансграничных обязательств к совокупным активам более чувствительны к шокам американской ДКП, чем организации, которые в основном используют российские источники финансирования. Это обусловлено тем, что шоки американской ДКП приводят к сокращению кредитования в долларах США, в то время как темпы роста кредитования в рублях остаются неизменными. Как показывают наши регрессии со скользящим интервалом, кумулятивный динамический эффект демонстрирует поразительную устойчивость в динамике по времени. Это вызывает удивление с учетом радикальных изменений в макроэкономической конъюнктуре, произошедших в период после 2014 года, в частности с учетом завершившегося в России перехода от таргетирования обменного курса к таргетированию инфляции, турбулентности на нефтяном рынке и введения финансовых санкций. Что касается экономической политики, один из наших выводов заключается в том, что режим свободного курсообразования, вероятно, не может изолировать малую открытую экономику от воздействия шоков ДКП в системообразующих экономиках через канал международного кредитования. Таким образом, поскольку такие шоки являются главными движущими факторами глобального финансового цикла, как утверждает, например, в работе Бруно и Шина (Bruno and Shin, 2015), национальная ДКП должна обеспечивать ограничение нежелательных притоков капитала, возможно, в сочетании с мерами макропруденциальной политики. В ходе дальнейших исследований можно было бы изучить вопрос о том, в какой степени меры макропруденциальной политики могут менять динамическое воздействие шоков иностранной ДКП на национальные показатели и тем самым изолировать малую открытую рыночную экономику от влияния глобального финансового цикла.

ЛИТЕРАТУРА

Bernanke B., Blinder A. Credit, Money, and Aggregate Demand, *American Economic Review Papers and Proceedings*, 1988, no. 78, pp. 435–439.

Bernanke B., Gertler M. Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission, *Journal of Economic Perspectives*, 1995, no. 9, pp. 27–48.

Bruno V., Shin H.S. Capital flows and the risk-taking channel of monetary policy, *Journal of Monetary Economics*, 2015, no. 71, pp. 119–132.

Buch C.M., Bussiere M., Goldberg L., Hills R. *The International Transmission of Monetary Policy* [working paper], International Banking Research Network, 2017.

Cetorelli N., Goldberg L. Banking Globalization and Monetary Transmission, *Journal of Finance*, 2012, no. LXZII, pp. 1811–1843.

Christiano L.J., Eichenbaum M., Evans C.L. Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?, *Handbook of Macroeconomics*, ed. by J.B. Taylor and M. Woodford, North-Holland: Elsevier, 1999.

Correa R., Murry C. *Is there cross-border bank lending channel? Evidence from US banks international exposure* [Manuscript], Federal Reserve Board of Governors, 2009.

Correa R., Paligorova T., Saprizza H., Zlate A. *Cross-Border Bank Flows and Monetary Policy* [Tech. rep.], Federal Reserve Board of Governors, 2015.

Disyatat P. The Bank Lending Channel Revisited, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 2011, no. 43, pp. 711–734.

Galí J. *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle*, Princeton and Oxford: Princeton University Press, 2015.

Gertler M., Karadi P. Monetary Policy Surprises, Credit Costs, and Economic Activity, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2015, no. 7, pp. 44–76.

Gilchrist S., Zakrajšek E. Credit Spreads and Business Cycle Fluctuations, *American Economic Review*, 2012, no. 102, pp. 1692–1720.

Gürkaynak R.S., Sack B., Swanson E.T. Do Actions Speak Louder than Words? The Response of Asset Prices to Monetary Policy Actions and Statements, *International Journal of Central Banking*, 2005, no. 1, pp. 55–93.

Hausman J., Wongswan J. Global Asset Prices and FOMC Announcements, *International Journal of Money and Finance*, 2011, pp. 547–571.

Mertens K., Ravn M.O. The Dynamic Effects of Personal and Corporate Income Tax Changes in the United States, *American Economic Review*, 2013, no. 103, pp. 1212–1247.

Morais B., Peydro J., Ruiz C. The International Bank Lending Channel of Monetary Policy Rates and QE: Credit Supply, Reach for Yield, and Real Effects, *Federal Reserve International Finance Discussion Papers*, 2015, no. 1137.

Mundell R.A. Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates, *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 1963, no. 29, pp. 475–485.

Obstfeld M., Ostry D., Mavash S., Read M. A Tie That Binds: Revisiting the Trilemma in Emerging Market Economies Metrics, *Review of Economics and Statistics*, 2018.

Passari E., Rey H. Financial Flows and the International Monetary System, *Economic Journal*, 2015, no. 125, pp. 675–698.

Rey H. Dilemma Not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence, *NBER Working Paper*, 2015, no. 21 162.

Stock J.H., Watson M.W. Disentangling the Channels of the 2007–2009 Recession, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2012, no. 42, pp. 81–135.

Stock J.H., Wright J.H., Yogo M.A. Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments, *Journal of Business and Economic Statistics*, 2002, no. 20, pp. 518–529.

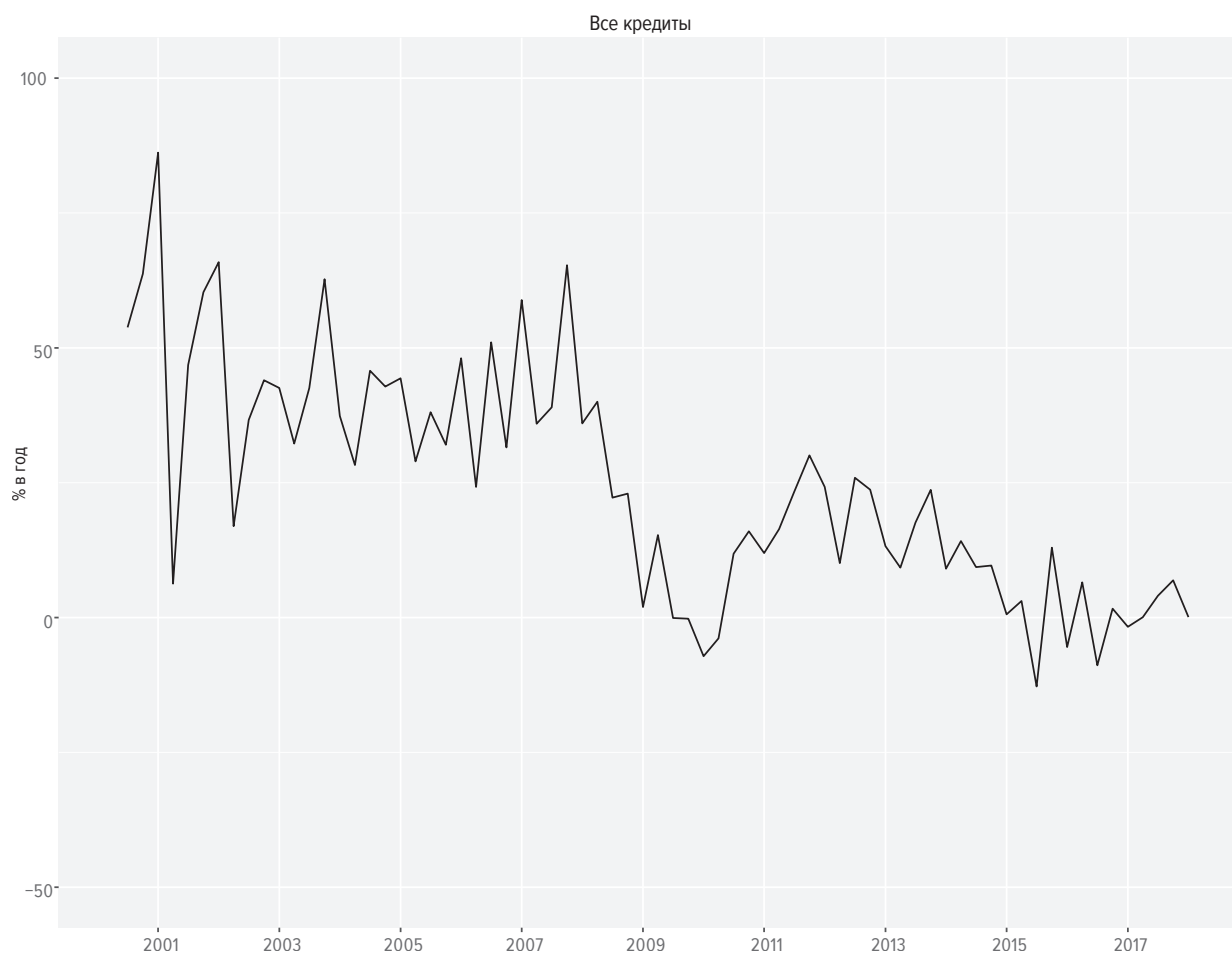
Temesvary J., Ongena S., Owen A. *Global Lending Channel Unplugged? Does US Monetary Policy Affect Cross-Border and Affiliate Lending by Global US Banks?*, Mimeo, 2015.

Wooldridge J.M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd edition, Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 2010.

Wu J.C., Xia F.D. Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound, *Chicago Booth Working Paper*, 2013, no. 13–77.

СОВОКУПНЫЙ КВАРТАЛЬНЫЙ РОСТ КРЕДИТОВАНИЯ В РОССИИ

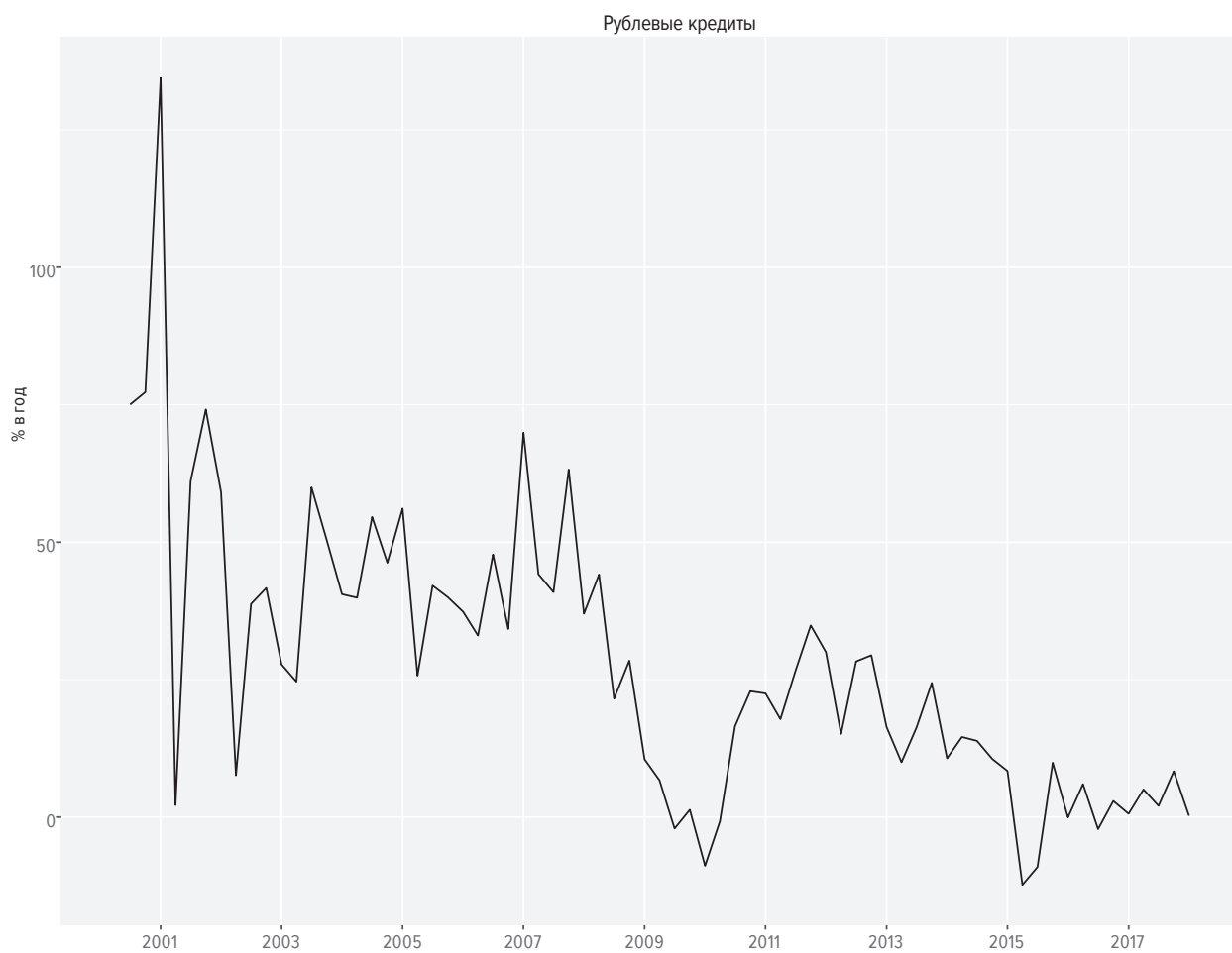
Рис. 1



Источники: Банк России, расчеты авторов.

СОВОКУПНЫЙ КВАРТАЛЬНЫЙ РОСТ РУБЛЕВЫХ КРЕДИТОВ В РОССИИ

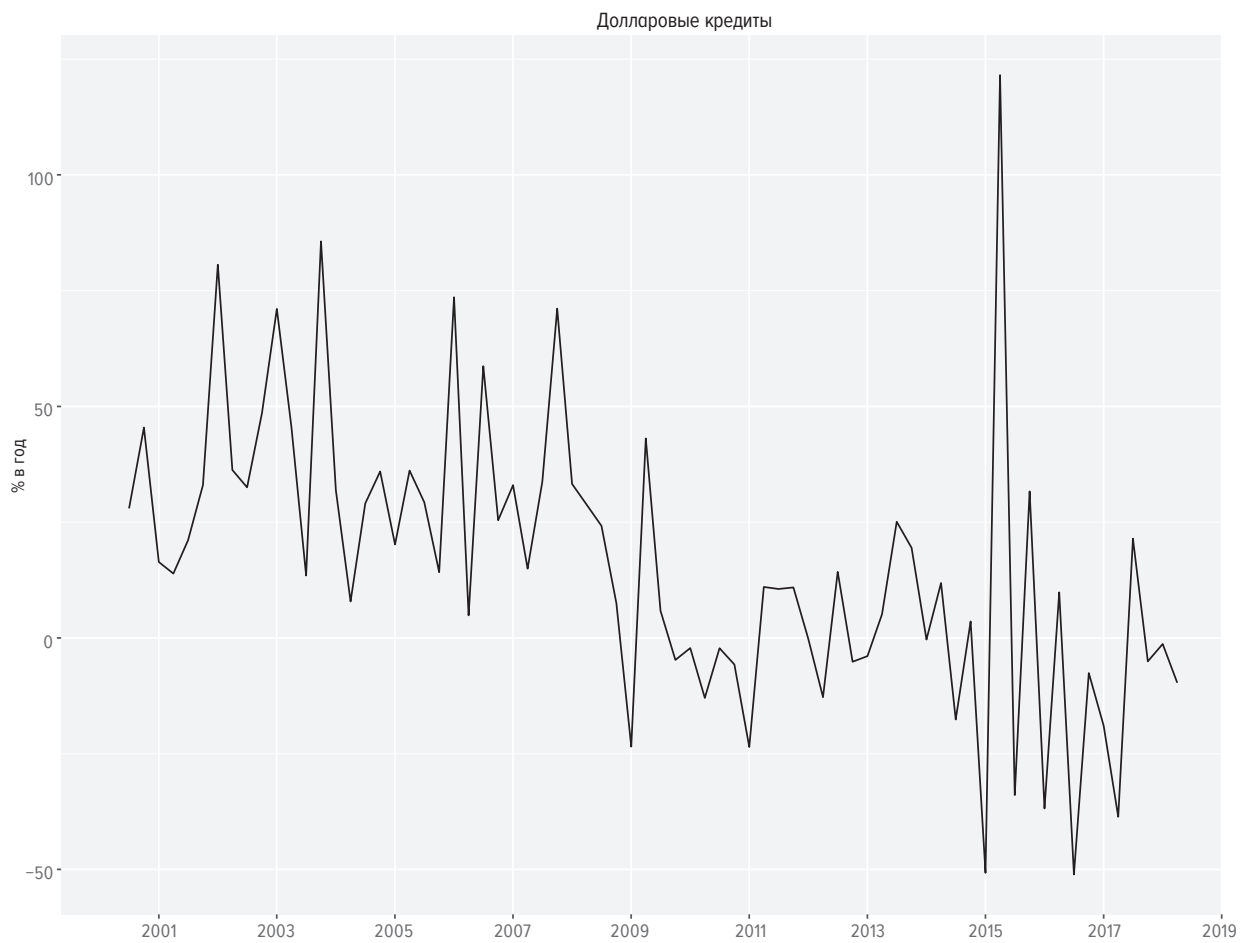
Рис. 2



Источники: Банк России, расчеты авторов.

СОВОКУПНЫЙ КВАРТАЛЬНЫЙ РОСТ ДОЛЛАРОВЫХ КРЕДИТОВ В РОССИИ

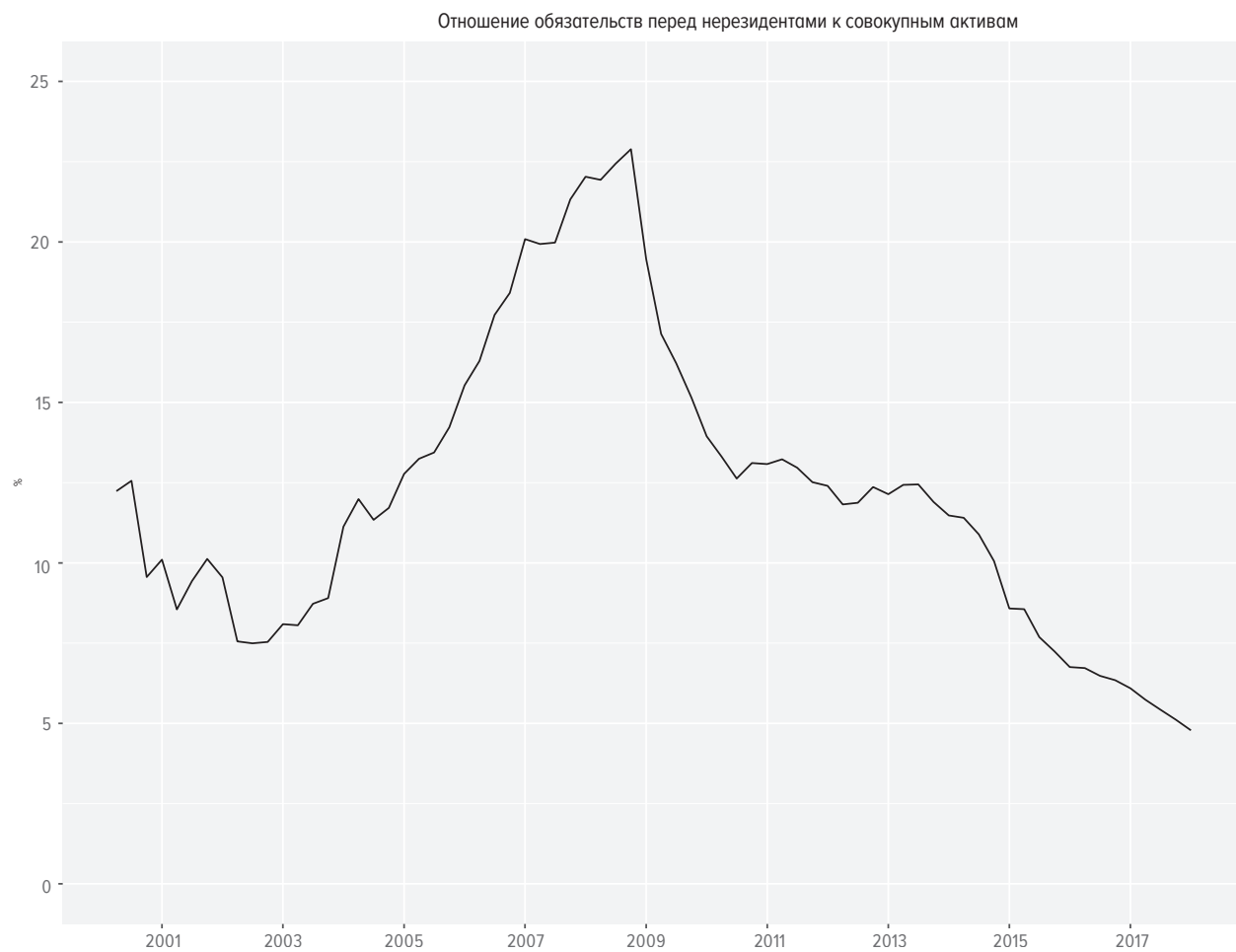
Рис. 3



Источники: Банк России, расчеты авторов.

ОТНОШЕНИЕ ЗАРУБЕЖНЫХ ОБЯЗАТЕЛЬСТВ К АКТИВАМ

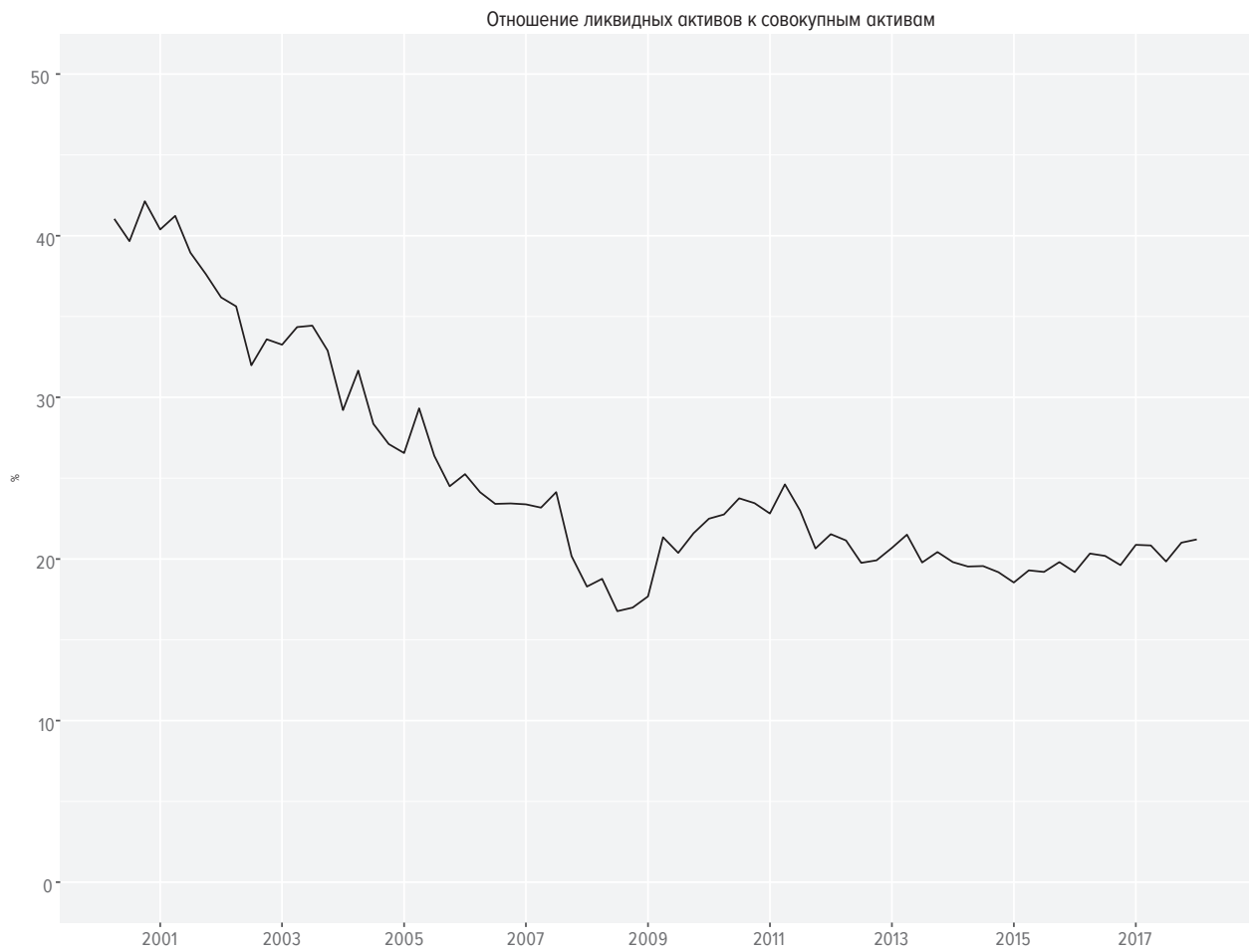
Рис. 4



Источники: Банк России, расчеты авторов.

ОТНОШЕНИЕ ЛИКВИДНЫХ АКТИВОВ К СОВОКУПНЫМ АКТИВАМ

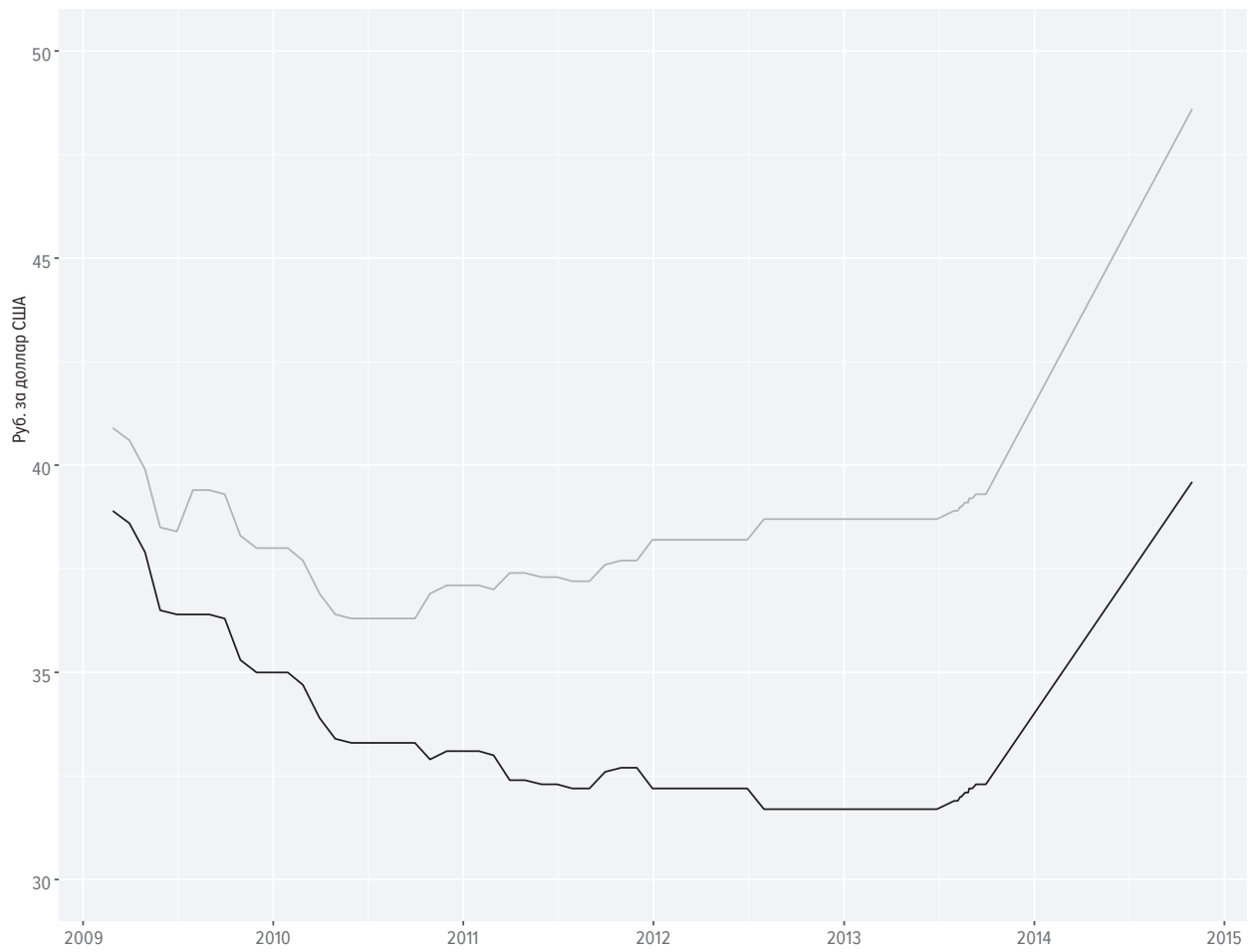
Рис. 5



Источники: Банк России, расчеты авторов.

ВАЛЮТНЫЙ КОРИДОР (КУРС РУБЛЯ К ДОЛЛАРУ США)

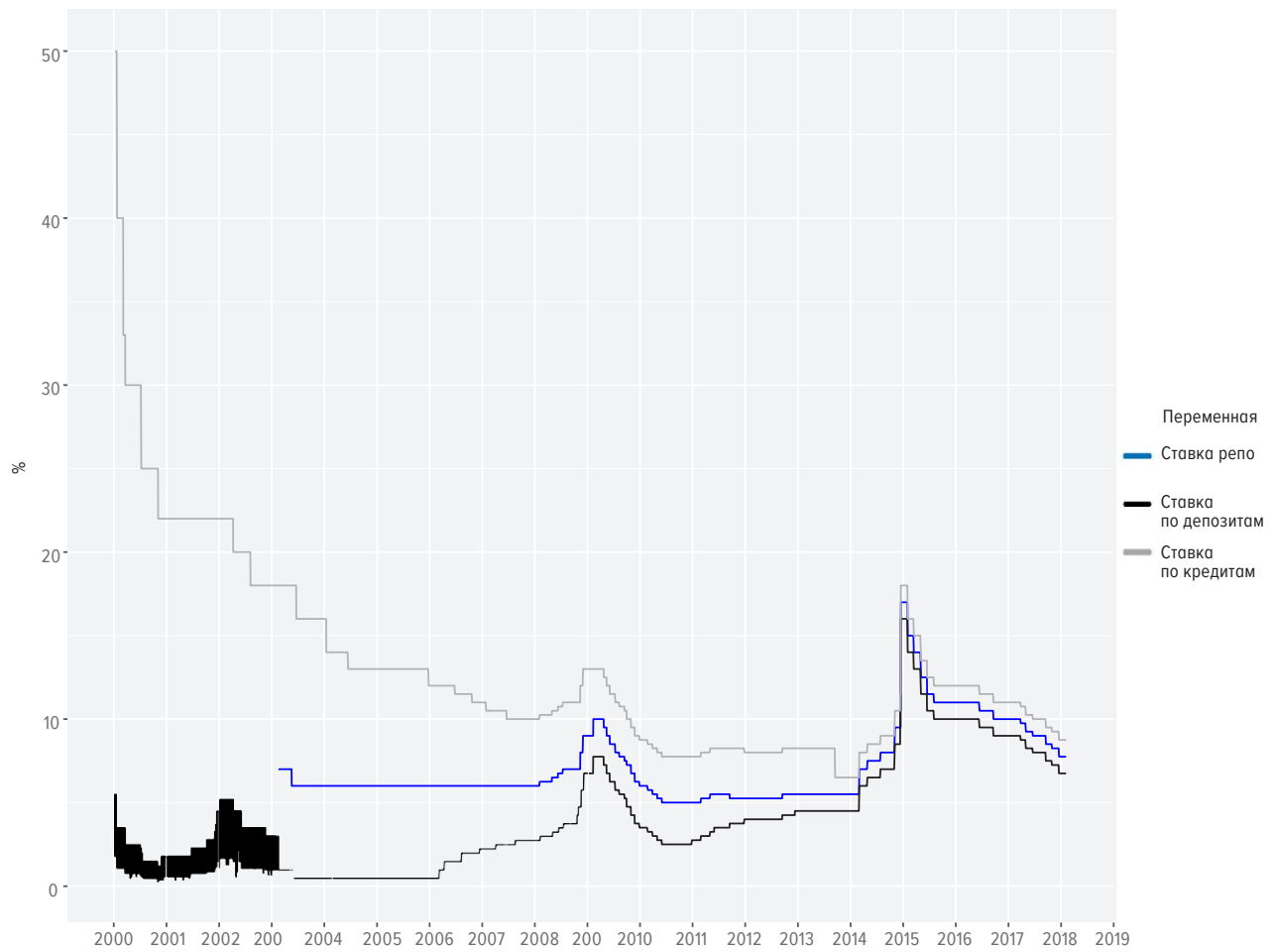
Рис. 6



Источник: Банк России.

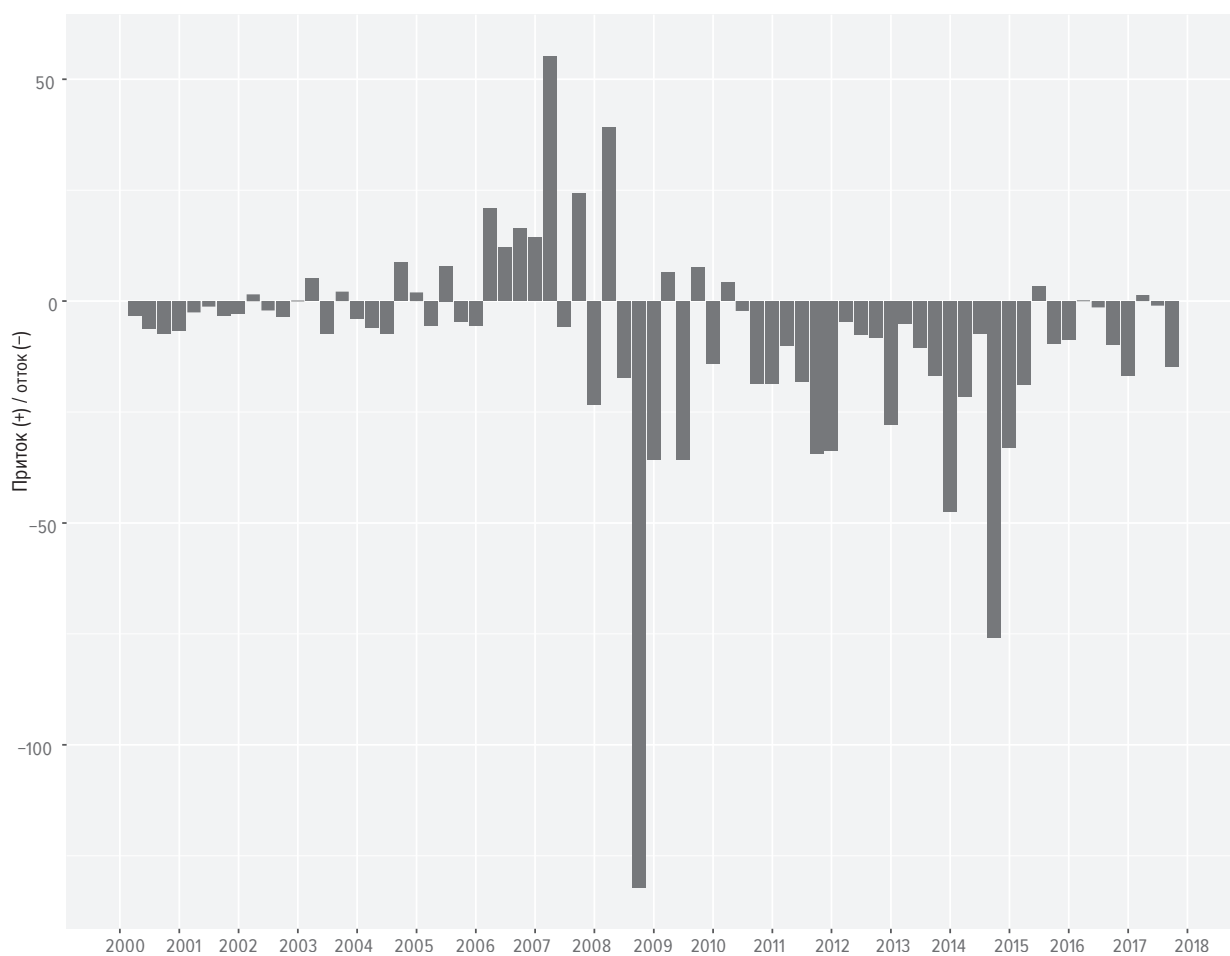
КЛЮЧЕВЫЕ СТАВКИ БАНКА РОССИИ

Рис. 7



ТРАНСГРАНИЧНЫЕ ПОТОКИ ЧАСТНОГО КАПИТАЛА

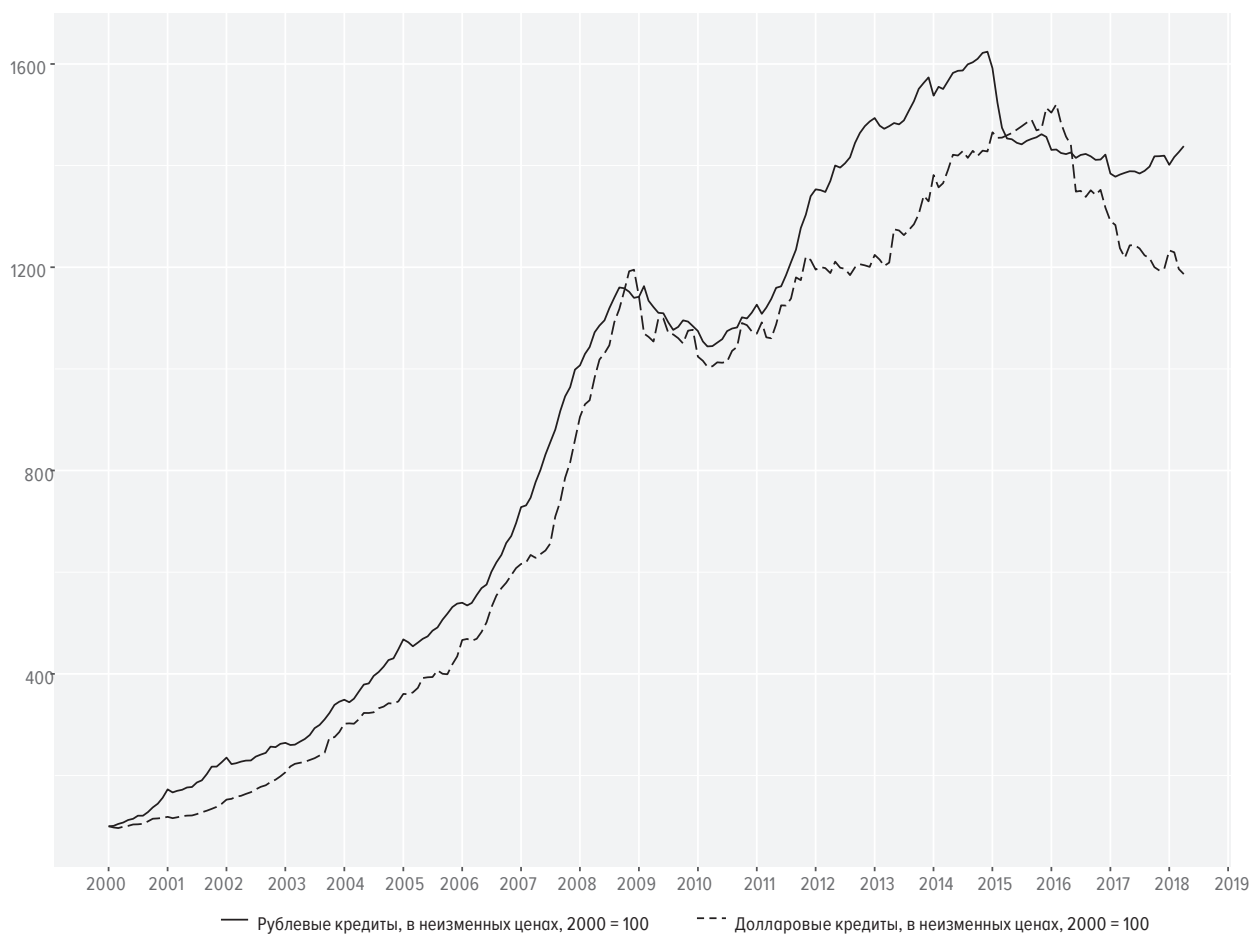
Рис. 8



Источник: Банк России.

РУБЛЕВЫЕ И ДОЛЛАРОВЫЕ КРЕДИТЫ

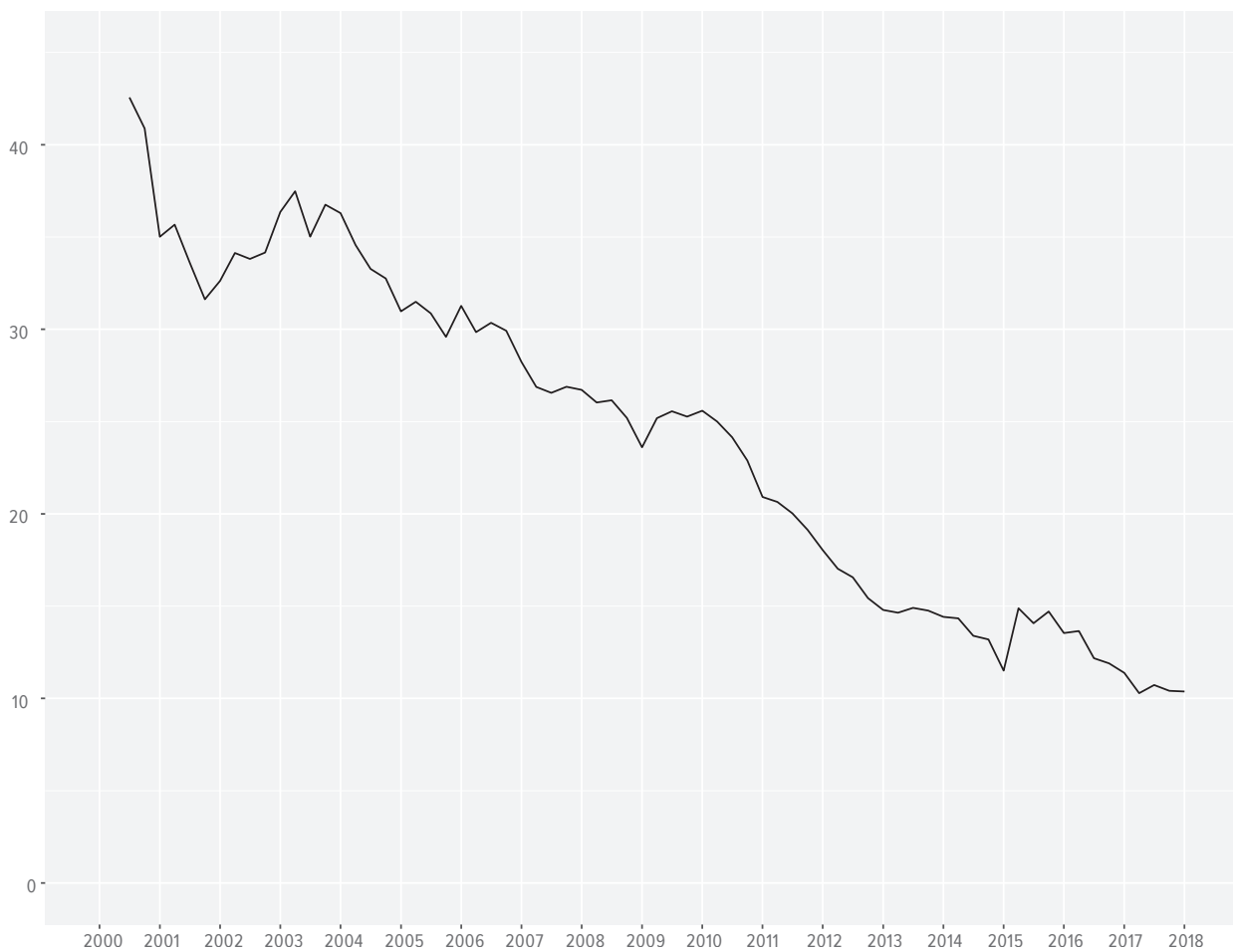
Рис. 9



Источники: Банк России, расчеты авторов.

ДОЛЯ ДОЛЛАРОВЫХ КРЕДИТОВ В СОВОКУПНОМ ОБЪЕМЕ КРЕДИТОВ

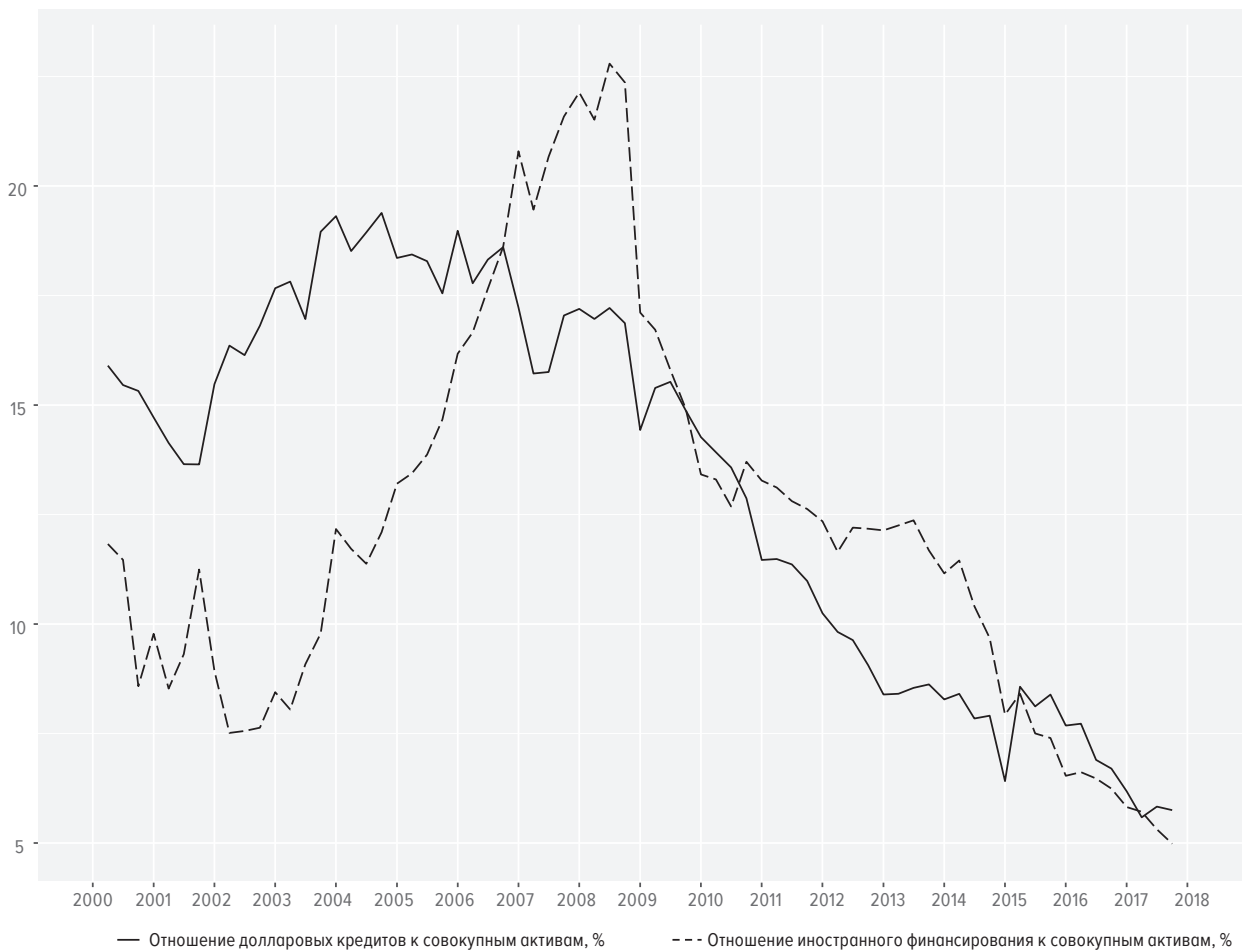
Рис. 10



Источники: Банк России, расчеты авторов.

ОТНОШЕНИЕ ДОЛЛАРОВЫХ КРЕДИТОВ И ЗАРУБЕЖНЫХ ОБЯЗАТЕЛЬСТВ К СОВОКУПНЫМ АКТИВАМ

Рис. 11



Источники: Банк России, расчеты авторов.