

ОЦЕНКА ВЛИЯНИЯ МОНЕТАРНЫХ ШОКОВ БОЛЬШИХ ОТКРЫТЫХ ЭКОНОМИК НА ОСНОВНЫЕ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИЕ ПОКАЗАТЕЛИ РОССИИ

Научный руководитель: Добронравова Елизавета Петровна

Студент: Харитоновна Марина

Актуальность

- Независимость ДКП – наличие у центрального банка возможности самостоятельно влиять на выпуск и цены в краткосрочном периоде, как правило, за счет установления ставки процента внутри страны, отличной от мировой (установившейся у крупнейших экономических партнеров).
- Независимость ДКП – один из пунктов трилеммы (Fleming, 1962; Mundell, 1963), выполнение которой подтверждается на исторических данных (Aizenman et al., 2010; Aizenmann et al., 2013; Mandilaras, 2015).
- Глобальный финансовый цикл => превращение трилеммы в дилемму (Rey, 2015; 2016; Miranda-Agrippino, Rey, 2020).
- Действие каналов международной трансмиссии: кредитный (Gourinchas, Obstfeld, 2012; Schularick, Taylor, 2012; Passari, Rey, 2015; Круглова и др., 2018), принятия риска (Schularick, Taylor, 2012; Rey, 2016; Зубарев, Рыбак, 2020), портфельный (Круглова и др., 2018).
- Отсутствие работ, проверяющих независимость ДКП России от шоков ДКП США, Китая и Евразии.

Объект исследования – денежно-кредитная политика ЦБ РФ.

Предмет исследования – эффективность денежно-кредитной политики России в противостоянии шокам денежно-кредитных политик больших экономик.

Исследовательский вопрос: возможно ли проведение независимой денежно-кредитной политики в России в условиях существования глобального финансового цикла с учетом перехода к режиму плавающего валютного курса и введением санкций, которые подразумевают изменение трансмиссионных механизмов шоков денежно-кредитных политик других стран.

Цель исследования: выявление механизма влияния денежно-кредитной политики, проводимой за рубежом (в США и Китае), на отечественные макропоказатели.

Задачи исследования:

1. Определить каналы передачи шоков зарубежных денежно-кредитных политик больших экономик на отечественную на основе обзора литературы.
2. Оценить работоспособность этих каналов для российской экономики для выяснения того, изменился ли трансмиссионный механизм передачи шоков ДКП после перехода к режиму плавающего валютного курса и введения санкций.
3. На основе эконометрической модели международной трансмиссии денежно-кредитных политик США и Китая в Россию определить, к каким шокам денежно-кредитная политика России оказывается более чувствительной.
4. Протестировать эффективность мер денежно-кредитной политики России в противостоянии внешним шокам.

Независимость ДКП как один из пунктов трилеммы

Автор, журнал, год	Название	Идея	Результаты и выводы
Aizenman J., Chinn M. D., Ito H. // Review of International Economics. — 2013	The “impossible trinity” hypothesis in an era of global imbalances: Measurement and testing	Проверка соответствия ограничений трилеммы линейной форме: $1 = \alpha_j MI_{i,t} + \beta_j ERS_{i,t} + \gamma_j KAOPEN_{i,t} + \varepsilon_t$	$R_{adj}^2 > 0.95$. Гипотеза о наличии линейной зависимости между пунктами трилеммы не отвергается.
Mandilaras A. S. // Journal of Macroeconomics. — 2015.	The international policy trilemma in the post-Bretton Woods era	Использование элементов евклидовой геометрии на основании того, что трилемму можно представить как треугольник в трехмерном пространстве.	Трилемма не выполняется только в бедных странах.
Obstfeld M., Shambaugh J. C., Taylor A. M. // Review of Economics and Statistics. — 2005	The trilemma in history: tradeoffs among exchange rates, monetary policies, and capital mobility	$\Delta R_{it} = \alpha + \beta \Delta R_{bit} + \beta_2 (PEG_{it} \times \Delta R_{bit}) + \beta_3 (NC_{it} \times \Delta R_{bit}) + \beta_3 (PEG_{it} \times NC_{it} \times \Delta R_{bit}) + u_{it},$ Если $\beta < 1$, то ДКП независимая, иначе – зависимая	Ограничения на потоки капитала + фиксированный валютный курс более эффективны для достижения независимой ДКП, чем плавающий валютный курс + совершенная мобильность капитала

Независимость ДКП как один из пунктов трилеммы

Автор, журнал, год	Название	Идея	Результаты и выводы
Rey H.// National Bureau of Economic Research.– 2015.	Dilemma not trilemma: the global financial cycle and monetary policy independence	Построение VAR-модели в предположении, что глобальный финансовый цикл определяется ДКП в базовой стране, влияющей на долговую нагрузку банков, потоки капитала и рост кредита в мировой финансовой системе	Формулировка дилеммы : невозможно проведение независимой денежно-кредитной политики в условиях существования мощного глобального финансового цикла при совершенной мобильности капитала.
Gourinchas P. O., Obstfeld M. //American Economic Journal: Macroeconomics. – 2012.	Stories of the twentieth century for the twenty-first	Выявление предикторов финансовых кризисов: быстрое увеличение заемных средств и резкое повышение реального валютного курса.	1) Выдвижение гипотезы о существовании квадрилеммы (+отношение золотовалютных резервов к ВВП). 2) США – международный банкир, страховщик и поставщик ликвидности.
Miranda-Agrippino S., Rey H. //The Review of Economic Studies. – 2020.	US monetary policy and the global financial cycle	BVAR модель для изучения международной трансмиссии денежно-кредитной политики США в Великобританию и Еврозону.	Подтверждение тезиса о превращении трилеммы в дилемму.

Каналы передачи шоков денежно-кредитной политики за рубежом на отечественную

Автор	Идея	Результаты и выводы
(Schularick, Taylor, 2012)	Изучение динамики денежной массы, объема кредитования и макроэкономических показателей по 14 странам за 1870–2008 гг.	Глобальный финансовый цикл угрожает глобальной финансовой стабильности из-за действия кредитного канала и канала принятия рисков
(Зубарев, Рыбак, 2020)	SVAR модель: премия за риск + другие показатели (в том числе шоки условий торговли).	Негативный шок премии за риск не оказывает влияния по сравнению с шоками условий торговли (цены на нефть).
(Pasari, Rey, 2015)	VAR – модель передачи шоков США на Великобританию в связи с переходом Великобритании к ИТ $c_{it} = \alpha_i + \sum \beta_i r_i \times vix_t + \delta \Delta vix_t + \sum \theta_i r_i \times \Delta vix_t + \varphi f f_t + \sum k_i r_i \times f f_t + \lambda x_{i,t-1} + \mu y_{t-1} + \varepsilon_{it}$	Переход к плавающему режиму валютного курса не сократил влияние внешних шоков на экономику Великобритании.
(Круглова и др., 2018)	Панельная регрессия с фиксированными эффектами на уровне банков: $loans_{it} = \sum_{k=0}^3 \alpha_k channel_{i,t-k} \times us_{t-k} + \beta channel_{i,t-4} + \gamma_1 ta_{i,t-1} + \gamma_2 core_{i,t-1} + \gamma_3 tier_{i,t-1} + u_i + v_t + e_{it}$ $channel = \begin{cases} \frac{foreign\ liabilities}{TA} & \text{(прокси кредитного канала),} \\ \frac{liquid\ assets}{TA} & \text{(прокси портфельного канала).} \end{cases}$	Изменение режима ДКП не повлияло на влияние шоков ДКП США на кредитные портфели банков с 2000 по 2018.

Тестирование чувствительности российской экономики к внешним шокам

Автор	Название	Идея	Результаты и выводы
Шевелев А. А. //Мир экономики и управления. – 2017.	Байесовский подход к оценке воздействия внешних шоков на макроэкономические показатели России	BVAR модель российской экономики за период с 2002 г. по 2015 г. для изучения эффективности ДКП России как способности противостоять внешним шокам.	Шоки индекса Шанхайской фондовой биржи (SSE) и индекса волатильности на финансовых рынках (VIX) положительно влияют на динамику экономики России (ВВП, строительство, обрабатывающее производство), +цены на нефть тоже положительно влияют с последующим возвращением на прежний уровень.
Тиунова М. Г. //Финансы: теория и практика. – 2018.	Влияние внешних шоков на российскую экономику	Определение чувствительности экономических показателей России к внешним шокам.	Режим инфляционного таргетирования и политика бюджетных правил положительно влияют на защиту российской экономики от глобальных рисков.

Выводы из обзора литературы

- макроэкономическая трилемма оказывается эффективной на исторических данных, однако в современных реалиях ввиду существования глобального финансового цикла шоки моментально распространяются по миру, в результате чего при совершенной мобильности капитала проведение независимой денежно-кредитной политики в малой открытой экономике ставится под сомнение;
- тем не менее не сложилось единого мнения о том, какую роль играет режим валютного курса в принятии внешних шоков малыми открытыми экономиками;
- при тестировании чувствительности российской экономики к различным внешним шокам показано, что наиболее значимыми являются шоки условий торговли, выражающиеся как изменение цен на нефть.

Гипотезы исследования

1. Независимость денежно-кредитной политики России возросла после перехода к режиму инфляционного таргетирования и последующего введения санкций против России, которые ослабили приток капитала в Россию ввиду действия канала валютного курса.
2. Механизм трансмиссии шоков денежно-кредитных политик больших экономик изменился после перехода России к режиму инфляционного таргетирования.
3. Российская экономика слабо подвержена шокам зарубежных денежно-кредитных политик из-за канала условий торговли (цен на нефть).

Новизна

Новизна данной работы заключается в попытке оценить, можно ли считать денежно-кредитную политику России независимой от шоков денежно-кредитных политик США и Китая в условиях существования мощного глобального финансового цикла при предположительном ослаблении действенности трансмиссионных каналов ввиду введения санкций и снижения потоков капитала.

Методы исследования

- Статистический и эконометрический инструментарий для расчета индексов трилеммы и оценки моделей временных рядов и панельных данных;
- Моделирование (VAR и BVAR)

Структура

Глава 1 Обоснование возможности проведения независимой денежно-кредитной политики

- 1.1 Теоретическая постановка трилеммы при совершенной мобильности капитала
- 1.2 Теоретическая постановка трилеммы при несовершенной мобильности капитала
- 1.3 Вопрос выполнения трилеммы на практике
- 1.4 Каналы международной трансмиссии шоков зарубежных денежно-кредитных политик
- 1.5 Влияние шоков условий торговли на российскую экономику

Глава 2 Эмпирические методы

- 2.1 Эмпирическая стратегия
- 2.2 Тестирование независимости и эффективности денежно-кредитной политики

Глава 3 Оценивание

- 3.1 Описание массива данных
- 3.2 Расчет индексов трилеммы для России
- 3.3 Трансмиссионный механизм передачи монетарных шоков больших экономик
 - 3.3.1 Макроподход оценки изменения трансмиссионного механизма
 - 3.3.2 Микроподход оценки изменения трансмиссионного механизма
- 3.4 Влияние изменения зарубежных процентных ставок центральных банков на ключевую ставку РФ

Эмпирическая стратегия



1 шаг. Трансмиссионный механизм

Смотрим, изменился ли трансмиссионный механизм после перехода к режиму плавающего валютного курса и таргетирования инфляции (воспринимаем как желание проводить независимую ДКП).



2 шаг. Как на изменение ставок ФРС и НБК реагирует ЦБ - VAR модель

Для оценки независимости ДКП от монетарных шоков больших экономик оцениваем регрессию, в которой зависимой переменной является изменение ключевой ставки ЦБ РФ, а объясняющими – изменения ставки ФРС США и ставки НБК, плюс контрольные переменные.

да

Если переменные при $i_{\text{США}}$ и $i_{\text{Китая}}$ значимы

нет

3 шаг. BVAR

проверяем, как ДКП США и Китая влияют на российские фундаментальные макропоказатели. Исходя из результатов оценивания такой модели, мы сможем сделать вывод о том, действуют ли шоки ЦБ РФ, ФРС и НБК в одном направлении, к примеру, сдерживая рост российской экономики, или же в разных – в этом случае ЦБ РФ пытается противостоять монетарным шокам больших экономик.

делаем вывод, что денежно-кредитные политики больших экономик не влияют на основные отечественные макропоказатели и что у ЦБ РФ нет препятствий по достижению целей по выпуску или инфляции.

Источники данных

- Квартальные данные с 1 квартала 2000 г. по 2 квартал 2020 г.

Основные источники:

- МВФ;
- ЦБ РФ, ЕЦБ, НБК
- FRED (цены на нефть)
- Chinn-Ito index
- Ежегодные отчеты МВФ (AREAER) о режимах валютного курса
- «Отчетность кредитных организаций» ЦБ РФ: для тестирования работоспособности кредитного/портфельного каналов

Описательные статистики на макроуровне

	Ед. изм.	N	Min	Среднее	Медиана	Max	sd
Ключевая ставка % России	п.п.	82	4,25	12,04	10,00	33,00	6,42
Изменение ключевой ставки РФ в логарифмах	%	81	-0,41	-0,02	0,00	0,75	0,12
ДКП больших экономик							
Учетная ставка ФРС США	п.п.	82	0,13	1,76	1,13	6,50	1,92
Учетная ставка ЕЦБ	п.п.	82	-0,50	0,96	0,25	3,5	1,29
Учетная ставка НБК	п.п.	82	2,70	3,10	3,24	4,14	0,31
Реальный сектор							
Логарифм реального ВВП РФ	–	82	9,01	9,51	9,57	9,80	0,20
Безработица РФ	п.п.	82	4,49	6,74	6,41	11,33	1,62
Индекс промышленного производства России (base=2010)		82	68,91	103,07	105,06	136,21	
Индекс промышленного производства США							
Индекс промышленного производства Китая							
Ставка по ипотечным кредитам России (с 2006 г.)			8,72	12,57	12,62	16,30	
Денежный сектор							
Инфляция в России	доли	82	0,0034	0,0238	0,0223	0,0651	0,0014
Индекс потребительских цен России (base=2010)	доли		28,78	102,35	98,39	186,55	
Логарифм денежной массы России, M2	–	82	6,57	9,35	9,66	10,90	1,26
Финансовый сектор							
Доходность 1-годичных облигаций США							
Доходность 2-летних облигаций США							
LIBOR-3month (USD)							
Глобальный финансовый цикл							
VIX (индекс волатильности на Чикагской фондовой бирже)		82	9,59	19,75	17,01	45,42	7,86
SSE (Индекс Шанхайской фондовой биржи)		82	1081	19,93	17,32	5552	868,19
Канал валютного курса							
Курс рубля к доллару	руб/долл.	82	23,63	39,20	30,78	74,65	15,84
Курс рубля к евро	руб/евро	82	24,21	46,49	40,04	85,56	17,12
Курс рубля к китайскому юаню	руб/юань	82	3,32	5,56	4,49	2,54	
Контроль потоков капитала							
Индекс Чинна-Ито для России (годовые данные)		20	0,00	0,49	0,48	0,72	0,18
Индекс Чинна-Ито для США (годовые данные)		20	1,00	1,00	1,00	1,00	0,00
Индекс Чинна-Ито для Китая (годовые данные)		19	0,16	0,16	0,16	0,16	0,00
Шоки условий торговли							

Расчет индексов трилеммы (Aizenman, Chinn, Ito, 2011; 2013)

KAOPEN (де юре)

$$ERS = \frac{0,01}{0,01 + \sigma (\Delta \ln \text{exch_rate})}$$

где $\Delta(\ln \text{exch_rate})$ – первая разность натурального логарифма валютного курса, σ – ее стандартное отклонение.

$$MI = 1 - \frac{1 + \text{corr}(i_k, i_j)}{2}$$

где i_k – ставка в рассматриваемой стране, i_j – ставка в стране, выбранной в качестве базисной.

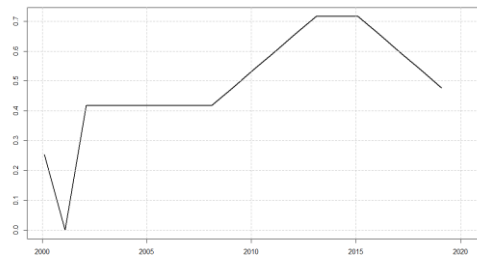


Рисунок 1. Динамика мобильности капитала в России, измеренная как индекс Чинна-Ито

Источник:

http://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito_website.htm

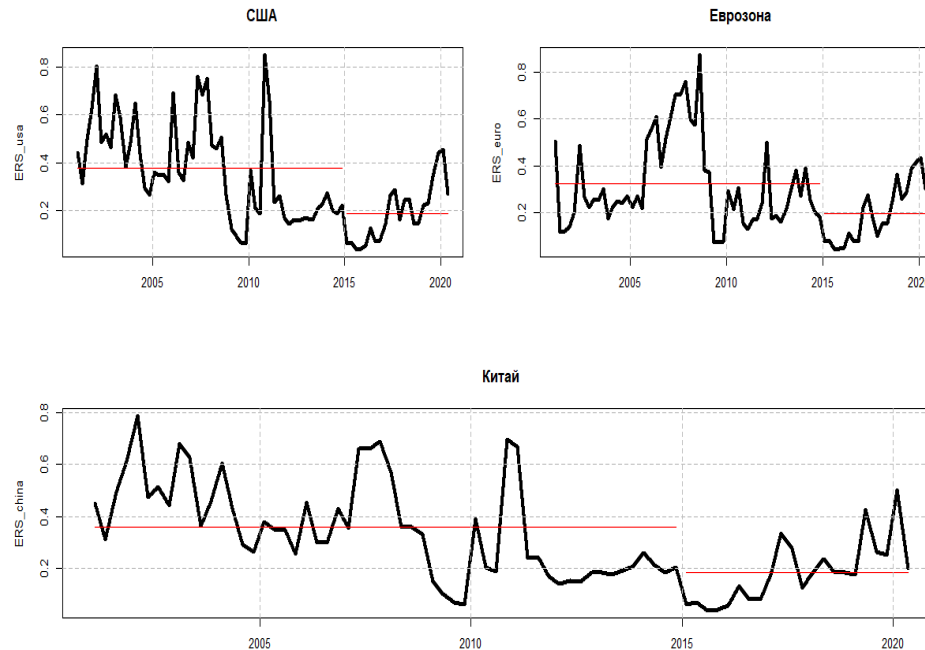


Рисунок 2. Динамика индексов стабильности валютного курса рубля относительно доллара США, евро и китайского юаня

Источник: составлено автором на основе данных

<https://data.imf.org/regular.aspx?key=61545850>

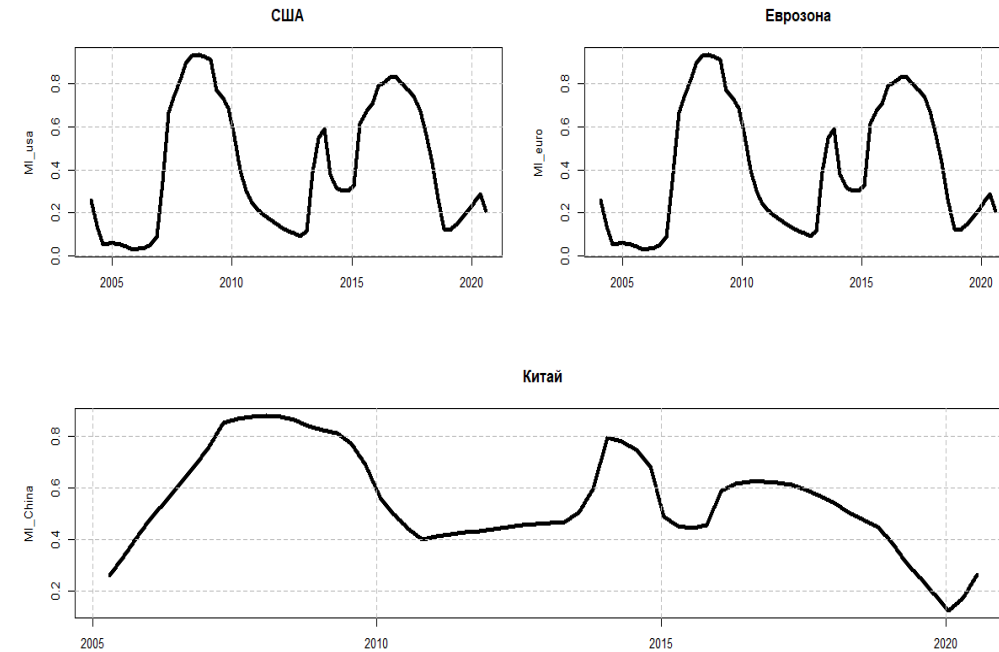


Рисунок 3. Динамика индексов монетарной независимости России от денежно-кредитных политик США, Еврозоны и Китая

Источник: составлено автором на основе данных

<https://data.imf.org/regular.aspx?key=61545867>

Мобильность капитала ↓ (из-за санкций, 2015 г.)
+ плавающий валютный курс
=> ожидаем ↑ монетарной независимости РФ

Вывод: учетная ставка ЕЦБ следует за ставкой ФРС => не рассматриваем отдельно Еврозону 17

Расчет индексов трилеммы (Aizenman, Chinn, Ito, 2011; 2013)

Таблица 1. Значения индексов монетарной независимости от шоков денежно-кредитных политик США и Китая до и после перехода к режиму инфляционного таргетирования

	Индекс монетарной независимости		Индекс стабильности валютного курса	
	До перехода к ИТ и введения санкций	После перехода к ИТ и введения санкций	До перехода к ИТ и введения санкций	После перехода к ИТ и введения санкций
Россия – США	0,222	0,752 ↑	0,153	0,114
Россия – Китай	0,584	0,188 ↓	0,155	0,120

Источник: рассчитано автором.

По МІ после перехода к плавающему валютному курсу и введения санкций со стороны запада ДКП РФ стала более зависимой от ДКП Китая и менее зависимой от ДКП США.

Вывод: несмотря на плавающий валютный курс и снижение притоков капитала ввиду санкций, Россия остается чувствительной к шокам глобального финансового цикла => смотрим, к каким именно.

1 шаг. Трансмиссионный механизм

1-я модель. Макроданные. Временные ряды. Основа – (Pasari, Rey, 2015)

$$c_{it} = \alpha_i + \sum \beta_i r_i \times vix_t + \delta \Delta vix_t + \sum \theta_i r_i \times \Delta vix_t + \varphi ff_t + \sum k_i r_i \times ff_t + \lambda x_{i,t-1} + \mu y_{t-1} + \varepsilon_{it}$$

где c_{it} – рост кредитов в i -ой стране, r_i – дамми-переменная, характеризующая режим валютного курса, vix – прокси глобального финансового цикла (VIX), Δvix_t – изменение индекса VIX, ff_t – ставка ФРС, $x_{i,t-1}$ – ВВП в предыдущий период времени в i -ой стране, y_{t-1} – темп роста мирового ВВП.

2-я модель. Микроданные на уровне банков. Панель. Основа – (Круглова и др., 2018)

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

где $loans$ – кредиты в рублях или в иностранной валюте, us – шок денежно-кредитной политики США, ta – совокупные активы, $core$ – отношение депозитов к совокупным пассивам, $tier$ – отношение капитала банка к его совокупным активам, u_i – индивидуальные шоки, v_t – временные шоки, e_{it} – идиосинкразические шоки. Переменная

$$channel = \begin{cases} \frac{foreign\ liabilities}{TA} & \text{(прокси кредитного канала),} \\ \frac{liquid\ assets}{TA} & \text{(прокси портфельного канала).} \end{cases}$$

*Сравниваем свои результаты с результатами (Круглова и др., 2018): данные 2000-2018 гг.; вывод: механизм не изменился.

1 шаг. Трансмиссионный механизм

1-я модель. Макроданные

$$c_t = \alpha + \beta rr_t \times vix_t + \delta \Delta vix_t + \theta rr_t \times \Delta vix_t + \varphi ff_t + k r_t \times ff_t + \lambda x_{t-1} + \mu y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Таблица. Коэффициенты корреляции между прокси кредитного/портфельного каналов и прокси глобального финансового цикла для выбора зависимой переменной

	VIX	SSE
Чистый приток FDI	-0,016	0,196
Чистый приток PDI	0,161	-0,048
Внутренние ссуды и займы	-0,272	0,486

Источник: рассчитано автором.

Особенности для Китая:

- шоки индекса Шанхайской фондовой биржи (SSE) вместо vix
- дамми на период с 1 квартала 2015 г. вместо режима валютного курса

Прочие особенности:

- Режим валютного курса можно использовать де юре (0 – до 4 квартала 2014 г. включительно, 1 – после) или де факто по следующему алгоритму:

$$regime\ de\ facto\ США = \begin{cases} 1, \text{ если официально объявлен фиксированный валютный курс, и его факт. изм. } < \pm 2\% \text{ за квартал} \\ 2, \text{ если объявлен валютный коридор, и } \Delta \leq \pm 2\% \text{ за квартал} \\ 3, \text{ если объявлен валютный коридор, и } \pm 2\% \Delta \leq \pm 5\% \text{ за квартал} \\ 4, \text{ если объявлена политика плавающего валютного курса, и } \Delta \geq \pm 5\% \text{ за квартал} \end{cases}$$

$$regime\ de\ facto\ Китай = \begin{cases} 1, & \text{если факт. изм. } < \pm 2\% \text{ за квартал} \\ 2, & \text{если } \pm 2\% \Delta \leq \pm 5\% \text{ за квартал} \\ 3, & \text{если } \Delta \geq \pm 5\% \text{ за квартал} \end{cases}$$

Таблица 1. Результаты оценки трансмиссионного механизма передачи
монетарных шоков США на российскую экономику на макроуровне

Зависимая переменная	PDI	FDI	domestic_claims				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>vix</i>	-0,090 (0,667)	-0,042 (0,304)	-0,157 (0,199)	-0,184 (0,167)	-0,929*** (0,178)	-0,008 (0,239)	-0,654*** (0,181)
Δvix	-0,607 (0,698)	-0,241 (0,527)	-0,071 (0,194)		0,833 . (0,435)	-0,126 (0,200)	0,653 . (0,351)
$rr \times vix$	-0,407* (0,184)	-0,427*** (0,095)	0,372*** (0,040)	0,371*** (0,039)		-0,151 . (0,077)	
$rr \times \Delta vix$	0,066 (0,062)	0,007 (0,052)	0,012 (0,015)	0,009 (0,013)		0,018 (0,016)	
$fact_rr \times vix$					0,193*** (0,023)		0,111** (0,036)
$fact_rr \times \Delta vix$					-0,009 (0,006)		-0,007 (0,004)
<i>ff</i>	0,052 (0,154)	0,005 (0,056)	-0,137** (0,041)	-0,140*** (0,038)	-0,600 (0,054)	-0,116** (0,042)	-0,016 (0,050)
$ff \times rr$	-0,377 (0,317)	0,040 (0,245)	0,179* (0,089)	0,180* (0,089)		0,168* (0,080)	
$ff \times fact_rr$					0,019 (0,019)		-0,051 (0,036)
<i>x</i>	4,938** (1,490)	5,280*** (0,697)	4,157*** (0,289)	4,126*** (0,287)	3,055*** (0,408)	4,120*** (0,277)	2,982*** (0,342)
<i>y</i>	7,419 (11,936)	18,224 (15,145)	1,405 (2,853)	1,437 (2,900)	2,195 (5,399)	-0,444)	-0,624 (4,605)
Sanc2014q2						0,689** (0,259)	
Sanc2016q2							0,858** (0,268)
<i>const</i>	-38,639* (15,002)	-41,369*** (7,205)	-22,932*** (2,996)	-22,552*** (2,881)	-11,519** (4,100)	-23,080*** (3,460)	-11,349** (3,476)
Observations	46	79	81	81	81	81	81
R^2_{adj}	0,335	0,653	0,904	0,905	0,909	0,911	0,931
F-stat.	4,785***	19,345***	94,777***	109,648***	100,510***	92,23***	121,3***

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Таблица 2. Результаты оценки трансмиссионного механизма передачи
монетарных шоков Китая на российскую экономику на макроуровне

Зависимая переменная:	Domestic_claims			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>sse</i>	0,587* (0,250)	0,834* (0,361)	-0,618** (0,232)	0,663** (0,232)
Δsse	-0,470 (0,501)	-1,525* (0,604)	-0,777 (4,700)	-1,319* (0,630)
$rr \times sse$	0,319 (2,013)		0,188 (5,800)	
$rr \times \Delta sse$	-0,000 (0,000)		0,000 (0,000)	
$fact_rr \times sse$		0,027 (0,115)		-0,044 (0,089)
$fact_rr \times \Delta sse$		0,000 (0,000)		0,000 (0,000)
<i>ff</i>	-0,335 . (0,183)	-0,585 (0,407)	-0,366* (0,173)	-0,505 (0,358)
$ff \times rr$	-1,723 (4,514)		-1,566 (4,335)	
$ff \times fact_rr$		-0,071 (0,772)		0,409 (0,618)
<i>x</i>	4,576*** (0,355)	4,852*** (0,387)	4,363*** (0,348)	4,224*** (0,307)
<i>y</i>	-1,074 (3,299)	-3,127 (4,236)	-0,359 (2,852)	0,030 (3,145)
Sanc2014q3			0,947*** (0,232)	0,781*** (0,130)
<i>const</i>	-30,103*** (2,904)	-34,841*** (2,886)	-29,205*** (2,882)	-28,020*** (2,541)
Observations	81	80	81	80
R^2_{adj}	0,891	0,870	0,908	0,913
F-stat.	82,553	67,207***	88,16***	93,42***

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

1 шаг. Трансмиссионный механизм

1-я модель. Макроданные

- **ВЫВОД:** оцененный на макроуровне трансмиссионный механизм передачи монетарных шоков через кредитный канал после перехода России к режиму плавающего валютного курса из Китая остался прежним, а из США – изменился: объем внутреннего кредита стал более чувствительным к волатильности на Чикагской фондовой бирже.

Тестирование портфельного и кредитного каналов на банковском уровне

Источник: ЦБ РФ

Данные: 1 квартал 2004 г. – 2 квартал 2020 г.

200 крупнейших данных по объему совокупных активов

Из данных удалены выбросы по 1% с левого и правого хвостов распределения

Для выбора модели проведены соответствующие тесты => фиксированные эффекты времени

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

$loans$ – кредиты в рублях,

ta – совокупные активы,

$core = \frac{DH+DF}{DH+DF+EQ+IBD+FL+BF}$ – отношение депозитов домашних хозяйств и фирм к совокупным пассивам, к которым относится сумма депозитов домашних хозяйств и фирм, собственного капитала, межбанковских депозитов, заемных средств и зарубежных обязательств,

$tier$ – отношение собственного капитала банка к его совокупным активам,

$channel_{credit} = \frac{foreign\ liabilities}{TA}$ – прокси кредитного канала, отношение зарубежных обязательств к совокупным активам,

$channel_{portfolio} = \frac{liquid\ assets}{TA}$ – прокси портфельного канала, отношение ликвидных активов к совокупным активам.

Таблица. Описательные статистики данных на микроуровне

	Ед. изм.	N	Min	Среднее	Медиана	Max	sd
$loans$	Млрд.руб	6723	0,22	79,69	24,71	1401,81	158,30
ta	Млрд.руб	6723	0,65	168,04	54,89	3412,83	349,77
$core$	Доли	6723	0,02	0,31	0,34	0,47	0,11
$tier$	Доли	6723	-0,05	0,13	0,11	0,51	0,07
$channel_{credit}$	Доли	6723	0,01	0,13	0,07	0,66	0,14
$channel_{portfolio}$	Доли	6723	0,01	0,07	0,05	0,42	0,06

Результаты оценки панельной регрессии трансмиссионного механизма монетарных шоков ФРС США до 2014q4

	Зависимая переменная: <i>loans</i>							
Шок иностранной ДКП	Изменение учетной ставки %				«Монетарный сюрприз»			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ta1</i>	0,511*** (0,010)	0,512*** (0,010)	0,512*** (0,010)	0,512*** (0,010)	0,512*** (0,010)	0,512*** (0,010)	0,512*** (0,010)	0,512*** (0,010)
<i>core1</i>	-9,357 (7,035)	-26,455*** (5,249)	-9,985 (7,051)	-26,713*** (5,245)	-8,916 (7,016)	-26,643*** (5,224)	-9,130 (7,069)	-26,930*** (5,234)
<i>tier1</i>	-41,600*** (7,592)	-51,616*** (7,169)	-42,122*** (7,588)	-51,365*** (7,169)	-41,689*** (7,613)	-51,693*** (7,174)	-41,663*** (7,626)	51,431*** (7,174)
<i>credit4</i>	13,968** (4,458)		14,419** (4,464)		15,744*** (4,442)		15,933*** (4,489)	
<i>usa_credit0</i>	-9,654. (5,676)				-7,151 (6,523)			
<i>usa_credit1</i>	-11,113 (7,891)				-15,375. (8,798)			
<i>usa_credit2</i>	-1,971 (5,744)				-8,667 (6,490)			
<i>usa_credit3</i>	-5,570 (5,850)				-10,868. (6,493)			
<i>portfolio4</i>		-18,486* (7,212)		-18,513* (7,201)		-20,023** (7,158)		-19,052** (7,192)
<i>usa_portfolio0</i>		13,359 (16,416)				16,058 (19,729)		
<i>usa_portfolio1</i>		16,536 (12,351)				11,786 (16,593)		
<i>usa_portfolio2</i>		29,680* (11,802)				37,692* (16,081)		
<i>usa_portfolio3</i>		2,539 (17,855)				17,437 (18,540)		
<i>alpha_credit</i>			-5,891** (2,081)				-8,991** (3,365)	
<i>alpha_portfolio</i>				7,818. (4,109)				15,168. (7,769)
$\sum_{i=0}^3 \alpha_i^{credit}$	-28,308***				-42,060***			
$\sum_{i=0}^3 \alpha_i^{portfolio}$		62,114*				82,972*		
Observations	3918	3918	3918	3918	3918	3918	3918	3918
R^2_{adj}	0,936	0,935	0,936	0,935	0,936	0,935	0,936	0,935
F-stat.	7110,313***	7077,697***	11370,100***	11317,640***	7112,443***	7075,926***	11371,930***	11320,140***

На первой части выборки, до перехода ЦБ РФ к режиму плавающего валютного курса оба канала передачи шоков американской денежно-кредитной политики на российскую экономику, кредитный и портфельный, оказываются значимыми, а результаты робастными по всем оцененным регрессиям. При этом отметим, что кредитный и портфельный каналы работают в противоположных направлениях.

Результаты оценки трансмиссионного механизма монетарных шоков ФРС США после 2015q1

	Зависимая переменная: <i>loans</i>							
Шок иностранной ДКП	Изменение учётной ставки %				«Монетарный сюрприз»			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ta1</i>	0,489*** (0,013)	0,488*** (0,013)	0,489*** (0,013)	0,489*** (0,013)	0,489*** (0,013)	0,489*** (0,013)	0,489*** (0,013)	0,489*** (0,013)
<i>core1</i>	87,176** (30,953)	36,951 (24,397)	86,111** (30,908)	32,250 (24,256)	86,651** (30,856)	34,802 (24,345)	86,096** (30,821)	32,787 (24,223)
<i>tier1</i>	209,920*** (42,168)	216,871*** (43,218)	208,175*** (42,116)	211,306*** (42,887)	210,182*** (42,320)	215,638*** (43,091)	207,580*** (42,040)	211,490*** (42,852)
<i>credit4</i>	86,187*** (23,546)		93,844*** (20,170)		95,291*** (20,822)		100,458*** (20,206)	
<i>usa_credit0</i>	48,824 (46,161)				58,965 (46,537)			
<i>usa_credit1</i>	-9,001 (52,323)				5,968 (49,837)			
<i>usa_credit2</i>	92,159 (74,293)				123,548. (134,049)			
<i>usa_credit3</i>	45,084 (91,891)				134,049 (87,206)			
<i>portfolio4</i>		-39,783. (20,358)		11,111 (16,803)		-22,488 (17,225)		2,241 (16,274)
<i>usa_portfolio0</i>		-116,455 (71,996)				-114,531 (74,188)		
<i>usa_portfolio1</i>		-196,818* (80,899)				-210,848* (82,062)		
<i>usa_portfolio2</i>		224,100* (113,076)				178,364 (116,323)		
<i>usa_portfolio3</i>		190,957 (117,022)				185,674 (111,714).		
<i>alpha_credit</i>			22,485 (20,754)				45,953. (25,275)	
<i>alpha_portfolio</i>				-38,574 (23,061)				-34,196 (29,160)
$\sum_{i=0}^3 \alpha_i^{credit}$	—				—			
$\sum_{i=0}^3 \alpha_i^{portfolio}$		—				—		
Observations	1434	1434	1434	1434	1434	1434	1434	1434
R_{adj}^2	0,915	0,914	0,915	0,914	0,915	0,914	0,915	0,914
F-stat.	1927,583***	1917,006***	3088,285***	3062,051***	1930,079***	1914,739***	3090,766***	3059,986***

При оценке моделей на второй части выборки, после перехода ЦБ РФ к режиму плавающего валютного курса, $\sum_{i=0}^3 \alpha_i^{credit}$ и $\sum_{i=0}^3 \alpha_i^{portfolio}$ оказываются незначимыми с p-value 0,291, 0,568, 0,117 и 0,857 соответственно для регрессий из столбцов (1), (2), (5) и (6). Таким образом, мы делаем вывод о том, что кредитный и портфельный каналы передачи шоков денежно-кредитной политики США на российскую экономику перестают работать после перехода России к режиму плавающего валютного курса и таргетирования инфляции.

Результаты оценки панельной регрессии трансмиссионного механизма монетарных шоков НБК до 2014q4

	Зависимая переменная: <i>loans</i>							
Шок иностранной ДКП	Изменение учётной ставки %				«Монетарный сюрприз»			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ta1</i>	0,512*** (0,010)	0,512*** (0,010)	0,512*** (0,010)	0,512*** (0,010)	0,512*** (0,010)	0,512*** (0,010)	0,512*** (0,010)	0,512*** (0,010)
<i>core1</i>	-10,309 (6,979)	-26,951*** (5,246)	-10,164 (6,976)	-26,926*** (5,235)	-9,953 (6,966)	-26,617*** (5,223)	-9,166 (6,973)	-26,766*** (5,224)
<i>tier1</i>	-43,252*** (7,572)	-51,244*** (7,186)	-43,077*** (7,582)	-51,251*** (7,137)	-42,509*** (7,575)	-51,284** (7,192)	-42,234*** (7,600)	-51,381*** (7,175)
<i>credit4</i>	17,837*** (4,523)		17,888*** (4,515)		17,154 (4,582)		17,160***	
<i>china_credit0</i>	3,305 (9,600)				6,467 (10,694)			
<i>china_credit1</i>	23,444* (10,982)				26,273* (12,479)			
<i>china_credit2</i>	15,547 (9,754)				11,751 (10,698)			
<i>china_credit3</i>	6,142 (10,523)				-0,215 (12,059)			
<i>portfolio4</i>		-18,671** (7,211)		-19,152** (7,195)		-17,575* (7,309)		-18,377* (7,275)
<i>china_portfolio0</i>		-20,602 (27,260)				-38,100 (21,242)		
<i>china_portfolio1</i>		6,644 (18,532)				-3,016 (20,654)		
<i>china_portfolio2</i>		2,466 (17,714)				-6,414 (19,629)		
<i>china_portfolio3</i>		-34,086 (26,795)				-45,714 (30,358)		
<i>alpha_credit</i>			11,020 . (6,069)				11,151 . (6,769)	
<i>alpha_portfolio</i>				-7,781 (11,271)				-14,391 (11,124)
$\sum_{i=0}^3 \alpha_i^{credit}$	57,843*				44,276*			
$\sum_{i=0}^3 \alpha_i^{portfolio}$		—				—		
Observations	3918	3918	3918	3918	3918	3918	3918	3918
R_{adj}^2	0,935	0,935	0,935	0,935	0,935	0,935	0,935	0,935
F-stat.	7102,893***	7071,511**	11356,290***	11313,150***	7101,987***	7074,952***	11356,250***	11315,220***

Исходя из того, что гипотеза о $\sum_{i=0}^3 \alpha_i^{portfolio} = 0$ не отвергается (p-value=0,372 для регрессии (2) и p-value=0,189 для регрессии (6)), и незначимости коэффициента *alpha_portfolio* в регрессиях (3) и (7), мы делаем вывод о неработоспособности портфельного канала передачи шоков денежно-кредитной политики Китая на российскую экономику во время поддержки ЦБ РФ режима фиксированного валютного курса. Кредитный канал на первой части выборки работал, что подтверждается всеми моделями (столбцы 1, 3, 5 и 7).

Результаты оценки трансмиссионного механизма монетарных шоков НБК после 2015q1

	Зависимая переменная: <i>loans</i>							
Шок иностранной ДКП	Изменение учётной ставки %				«Монетарный сюрприз»			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ta1</i>	0,489*** (0,013)	0,489*** (0,013)	0,489*** (0,013)	0,489*** (0,013)	0,489*** (0,013)	0,488*** (0,013)	0,489*** (0,013)	0,488*** (0,013)
<i>core1</i>	86,577** (30,990)	36,847 (24,551)	86,925** (31,000)	34,121 (24,222)	88,281** (31,901)	35,219 (24,223)	84,060** (31,212)	33,411 (24,199)
<i>tier1</i>	210,065*** (42,514)	214,288*** (43,154)	209,824*** (42,421)	21,596*** (42,909)	210,567*** (42,652)	212,871*** (42,825)	209,197*** (42,294)	211,416*** (42,849)
<i>credit4</i>	83,973 (18,912)		86,467*** (18,873)		72,891** (27,485)		99,245*** (26,071)	
<i>china_credit0</i>	-228,229 (283,263)				-188,137 (314,938)			
<i>china_credit1</i>	-151,776 (180,624)				-124,800 (210,787)			
<i>china_credit2</i>	-196,347 (172,671)				-123,673 (190,572)			
<i>china_credit3</i>	-174,608 (176,008)				-61,261 (187,416)			
<i>portfolio4</i>		11,450 (16,333)		8,852 (16,216)		32,755 (25,183)		31,923 (24,395)
<i>china_portfolio0</i>		592,669* (295,436)				711,935* (301,862)		
<i>china_portfolio1</i>		287,089 (217,803)				229,237 (253,167)		
<i>china_portfolio2</i>		44,862 (244,722)				-117,718 (252,801)		
<i>china_portfolio3</i>		126,378 (207,312)				-80,453 (220,983)		
<i>alpha_credit</i>			-186,499. (107,870)				14,891 (107,491)	
<i>alpha_portfolio</i>				161,463 (146,256)				193,284 (123,372)
$\sum_{i=0}^3 \alpha_i^{credit}$	—				—			
$\sum_{i=0}^3 \alpha_i^{portfolio}$		—				—		
Observations	1434	1434	1434	1434	1434	1434	1434	1434
R_{adj}^2	0,915	0,914	0,915	0,914	0,915	0,914	0,915	0,914
F-stat.	1927,346***	1910,406***	3089,633***	3059,248***	1925,744***	1911,975***	3086,844***	3061,679***

Гипотезы для столбцов (1-2; 5-6) о неработоспособности кредитного и портфельного каналов на второй части выборки не отвергаются с p-value, равными 0,229; 0,267; 0,553 и 0,347 соответственно. Аналогичные результаты о незначимости каналов передачи шоков китайской денежно-кредитной политики демонстрируют и модели из столбцов (3-4; 7-8).

Таблица. Работоспособность кредитного и портфельного каналов передачи шоков денежно-кредитных политик США и Китая

	Кредитный канал		Портфельный канал	
	До перехода к ИТ	После перехода к ИТ	До перехода к ИТ	После перехода к ИТ
США	+	–	+	–
Китай	?	–	–	–

Таким образом, после перехода ЦБ РФ к режиму таргетирования инфляции и отказа от фиксированного валютного курса трансмиссионный механизм передачи шоков денежно-кредитной политики США на российскую экономику изменился: кредитный и портфельный каналы, работающие изначально, перестали действовать; портфельный канал передачи шоков денежно-кредитной политики Китая оказываются неработоспособным на всей выборке; кредитный канал перестает работать со временем. Изменение трансмиссионного механизма в свою очередь может означать приобретение независимости российской денежно-кредитной политики от глобального финансового цикла.

(Круглова, Ушакова, 2018) – схожие результаты для США: кредитный канал действует (2000q1 – 2018q1), но работоспособность ↓ после 2017 г.; портфельный канал – только через «теневую» ставку процента (Wu, Xia, 2013).

Кроме этого, важным является направление действия рассматриваемых каналов. Так, по кредитному каналу ужесточение зарубежной денежно-кредитной политики приводит к снижению объема выдаваемых кредитов, что можно объяснить повышением стоимости залога, особенно у банков с высокой долей зарубежных обязательств к совокупным активам. У портфельного канала значимо противоположный результат: чем больше у банка ликвидных активов к совокупным, тем он больше готов выдавать кредитов, так как при ужесточении зарубежной денежно-кредитной политики стоимость его активов растет, создавая тем самым для него «подушку безопасности».

Общие выводы по изменению трансмиссионных механизмов

В результате оценки изменения трансмиссионного механизма передачи шоков денежно-кредитных политик двумя подходами можно сделать следующие выводы:

- 1) механизм передачи монетарных шоков США изменился через кредитный и портфельный каналы после перехода ЦБ РФ к режиму валютного курса и введения санкций;
- 2) портфельный канал передачи монетарных шоков Китая не действует; на работоспособность кредитного канала передачи монетарных шоков Китая не повлияла смена режима валютного курса РФ, в отличие от введения санкций.

2 шаг. Следует ли ставка ЦБ РФ за ставками ФРС США и НБК?

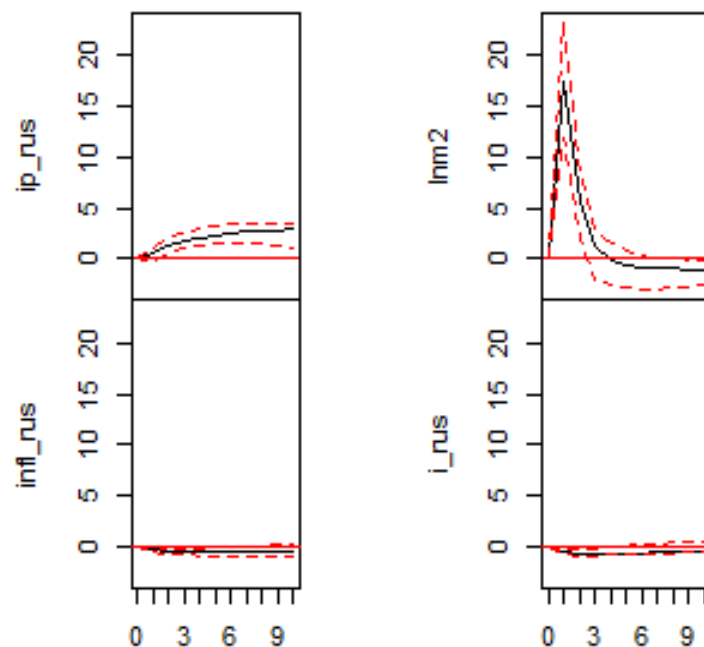
Для оценки независимости ДКП от монетарных шоков больших экономик оцениваем регрессию, в которой зависимой переменной является ключевая ставка ЦБ РФ, а объясняющими – ставки ФРС США и НБК плюс контрольные переменные

Данные: ежемесячные данные с января 2000 г. по июнь 2020 г.

$$i_{rus,t} = \beta_0 + \beta_1 i_{i,t-1} + \beta_2 ip_{rus,t-1} + \beta_3 \Delta \ln m2_{rus,t-1} + \beta_4 infl_{rus,t-1} + \beta_5 i_{i,t-2} + \beta_6 ip_{rus,t-2} + \beta_7 \Delta \ln m2_{rus,t-2} + \beta_8 infl_{rus,t-2} + \varepsilon_t,$$

где $i_{rus,t}$ – ключевая ставка ЦБ РФ, $i_{i,t}$ – учетная ставка ФРС США или НБК, $ip_{rus,t}$ – индекс промышленного производства РФ, $\Delta \ln m2_{rus,t}$ – первая разность логарифмов денежной массы РФ (M2), $infl_{rus,t}$ – инфляция РФ.

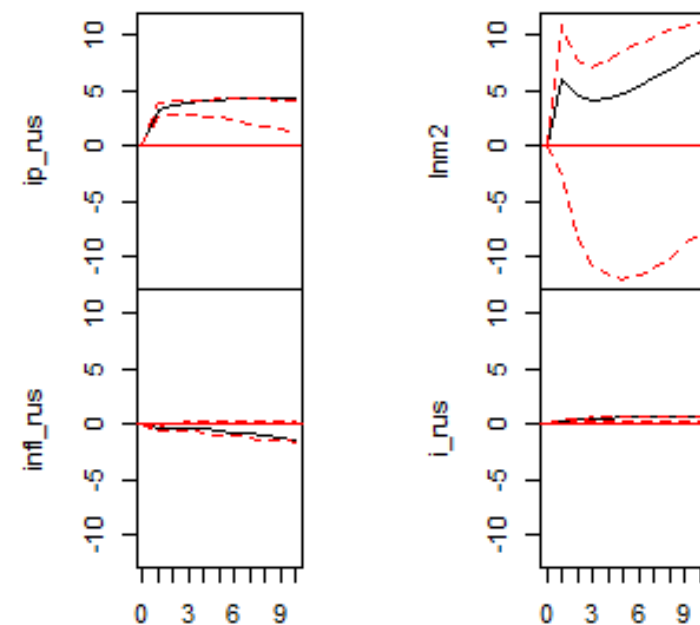
Impulse Response from i_usa



68 % Bootstrap CI, 999 runs

Импульсные отклики на шок ставки ФРС США до 2014q4

Impulse Response from i_usa



68 % Bootstrap CI, 999 runs

Импульсные отклики на шок ставки ФРС США после 2014q4

ДО 2014q4

Estimation results for equation i_rus:

=====

i_rus = i_usa.l1 + ip_rus.l1 + lnm2.l1 + infl_rus.l1 + i_rus.l1 + i_usa.l2 +
ip_rus.l2 + lnm2.l2 + infl_rus.l2 + i_rus.l2 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
i_usa.l1	-0.4973273	0.2314425	-2.149	0.0331	*
ip_rus.l1	0.0133492	0.0282086	0.473	0.6367	
lnm2.l1	-0.0025363	0.0030028	-0.845	0.3995	
infl_rus.l1	0.0960196	0.1170208	0.821	0.4131	
i_rus.l1	0.8926497	0.0787636	11.333	<2e-16	***
i_usa.l2	0.5147531	0.2303233	2.235	0.0268	*
ip_rus.l2	0.0438282	0.0271798	1.613	0.1088	
lnm2.l2	0.0007985	0.0029847	0.268	0.7894	
infl_rus.l2	-0.0935379	0.1176331	-0.795	0.4277	
i_rus.l2	0.0564986	0.0767751	0.736	0.4628	
const	0.0201070	0.0173602	1.158	0.2484	

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

Residual standard error: 0.006313 on 165 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.991, Adjusted R-squared: 0.9904

F-statistic: 1812 on 10 and 165 DF, p-value: < 2.2e-16

\$Granger

Granger causality H0: i_usa do not Granger-cause ip_rus lnm2 infl_rus i_rus

data: VAR object model1

F-Test = 2.0934, df1 = 8, df2 = 825, p-value = 0.03409

\$Instant

H0: No instantaneous causality between: i_usa and ip_rus lnm2 infl_rus i_rus

data: VAR object model1

Chi-squared = 5.8017, df = 4, p-value = 0.2145

ПОСЛЕ 2015q1

Estimation results for equation i_rus:

=====

i_rus = i_usa.l1 + ip_rus.l1 + lnm2.l1 + infl_rus.l1 + i_rus.l1 + i_usa.l2 +
1 + i_usa.l2 + ip_rus.l2 + lnm2.l2 + infl_rus.l2 + i_rus.l2 +
const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
i_usa.l1	0.325601	0.173150	1.880	0.0657	.
ip_rus.l1	0.007848	0.033333	0.235	0.8148	
lnm2.l1	0.001584	0.002934	0.540	0.5916	
infl_rus.l1	0.162473	0.075362	2.156	0.0357	*
i_rus.l1	0.801017	0.145518	5.505	1.15e-06	***
i_usa.l2	-0.116402	0.229628	-0.507	0.6144	
ip_rus.l2	-0.019211	0.030229	-0.635	0.5279	
lnm2.l2	-0.003910	0.002963	-1.320	0.1927	
infl_rus.l2	-0.182258	0.075551	-2.412	0.0194	*
i_rus.l2	0.040759	0.131872	0.309	0.7585	
const	0.061862	0.033860	1.827	0.0734	.

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

Residual standard error: 0.002706 on 52 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.9843, Adjusted R-squared: 0.9813

F-statistic: 326.3 on 10 and 52 DF, p-value: < 2.2e-16

\$Granger

Granger causality H0: i_usa do not Granger-cause ip_rus lnm2 infl_rus i_rus

data: VAR object model1

F-Test = 8.6211, df1 = 8, df2 = 260, p-value = 2.007e-10

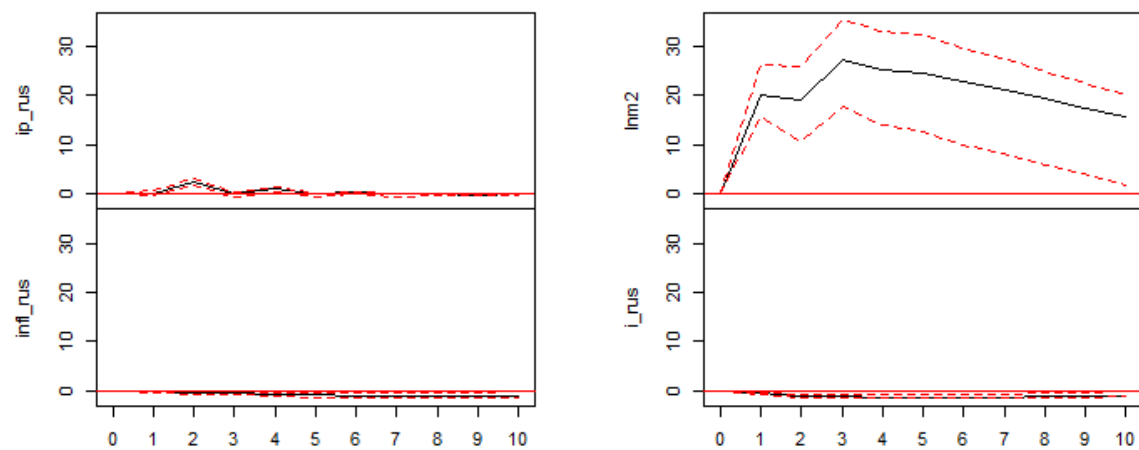
\$Instant

H0: No instantaneous causality between: i_usa and ip_rus lnm2 infl_rus i_rus

data: VAR object model1

Chi-squared = 4.2355, df = 4, p-value = 0.3751

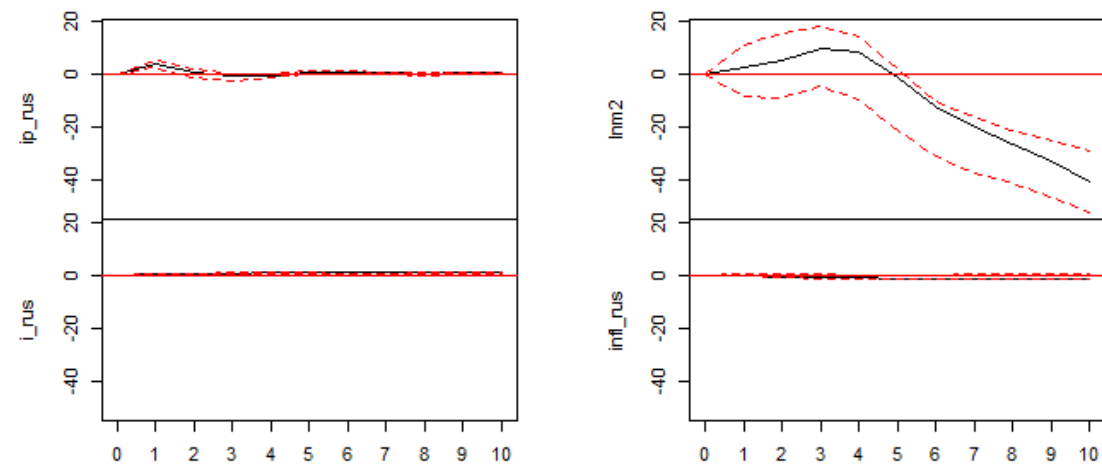
Impulse Response from i_china



68 % Bootstrap CI, 999 runs

ДО 2014q4

Impulse Response from i_china



68 % Bootstrap CI, 999 runs

ПОСЛЕ 2015q1

ДО 2014q4

Estimation results for equation i_rus:

=====

i_rus = i_china.l1 + ip_rus.l1 + lnm2.l1 + infl_rus.l1 + i_rus.l1 + i_china.l2 + ip_rus.l2 + lnm2.l2 + infl_rus.l2 + i_rus.l2 + i_china.l3 + ip_rus.l3 + lnm2.l3 + infl_rus.l3 + i_rus.l3 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
i_china.l1	-0.4898621	0.2021412	-2.423	0.0165 *
ip_rus.l1	0.0132060	0.0276954	0.477	0.6341
lnm2.l1	-0.0003103	0.0029875	-0.104	0.9174
infl_rus.l1	0.1095606	0.1213533	0.903	0.3680
i_rus.l1	0.8446775	0.0771206	10.953	<2e-16 ***
i_china.l2	-0.1624816	0.3136493	-0.518	0.6052
ip_rus.l2	0.0514994	0.0279095	1.845	0.0669 .
lnm2.l2	0.0002552	0.0039466	0.065	0.9485
infl_rus.l2	-0.2291948	0.1959480	-1.170	0.2439
i_rus.l2	-0.0044875	0.1012241	-0.044	0.9647
i_china.l3	0.6798999	0.2090736	3.252	0.0014 **
ip_rus.l3	-0.0334462	0.0266316	-1.256	0.2110
lnm2.l3	-0.0028914	0.0029775	-0.971	0.3330
infl_rus.l3	0.1246858	0.1194642	1.044	0.2982
i_rus.l3	0.0878365	0.0740586	1.186	0.2374
const	0.0338278	0.0174840	1.935	0.0548 .

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

Residual standard error: 0.006019 on 159 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.9916, Adjusted R-squared: 0.9909
F-statistic: 1259 on 15 and 159 DF, p-value: < 2.2e-16

\$Granger

Granger causality H0: i_china do not Granger-cause ip_rus lnm2
infl_rus i_rus

data: VAR object model1

F-Test = 4.0178, df1 = 12, df2 = 795, p-value = 4.478e-06

\$Instant

H0: No instantaneous causality between: i_china and ip_rus lnm2
infl_rus i_rus

data: VAR object model1

Chi-squared = 1.7089, df = 4, p-value = 0.7891

ПОСЛЕ 2015q1

Estimation results for equation i_rus:

=====

i_rus = i_china.l1 + ip_rus.l1 + lnm2.l1 + infl_rus.l1 + i_rus.l1 + i_china.l2 + ip_rus.l2 + lnm2.l2 + infl_rus.l2 + i_rus.l2 + i_china.l3 + ip_rus.l3 + lnm2.l3 + infl_rus.l3 + i_rus.l3 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
i_china.l1	0.473812	0.239718	1.977	0.05411 .
ip_rus.l1	0.002246	0.027809	0.081	0.93597
lnm2.l1	-0.001459	0.002800	-0.521	0.60473
infl_rus.l1	0.111539	0.090422	1.234	0.22364
i_rus.l1	0.858380	0.138769	6.186	1.52e-07 ***
i_china.l2	-0.163659	0.325225	-0.503	0.61721
ip_rus.l2	0.042435	0.026386	1.608	0.11462
lnm2.l2	0.001470	0.003714	0.396	0.69404
infl_rus.l2	-0.208975	0.153825	-1.359	0.18092
i_rus.l2	0.136736	0.169805	0.805	0.42482
i_china.l3	-0.256797	0.271994	-0.944	0.35004
ip_rus.l3	0.049273	0.029892	1.648	0.10610
lnm2.l3	-0.003584	0.002911	-1.231	0.22456
infl_rus.l3	0.080126	0.087655	0.914	0.36543
i_rus.l3	-0.180756	0.117857	-1.534	0.13196
const	0.063910	0.021529	2.969	0.00474 **

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

Residual standard error: 0.002473 on 46 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.9869, Adjusted R-squared: 0.9826
F-statistic: 230.6 on 15 and 46 DF, p-value: < 2.2e-16

\$Granger

Granger causality H0: i_china do not Granger-cause ip_rus lnm2
infl_rus i_rus

data: VAR object model1

F-Test = 2.1742, df1 = 12, df2 = 230, p-value = 0.01371

\$Instant

H0: No instantaneous causality between: i_china and ip_rus lnm2
infl_rus i_rus

data: VAR object model1

Chi-squared = 8.0465, df = 4, p-value = 0.08989

Влияние на инфляцию РФ (основной таргет ДКП РФ) после 2015q1 учетных ставок больших экономик

Estimation results for equation infl_rus:

=====

infl_rus = i_usa.l1 + ip_rus.l1 + lnm2.l1 + i_rus.l1 + infl_rus.l1 + i_usa.l2 + ip_rus.l2 + lnm2.l2 + i_rus.l2 + infl_rus.l2 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
i_usa.l1	-0.377452	0.237782	-1.587	0.1185
ip_rus.l1	0.022167	0.040478	0.548	0.5863
lnm2.l1	0.005075	0.004064	1.249	0.2174
i_rus.l1	-0.197208	0.190439	-1.036	0.3052
infl_rus.l1	1.470212	0.105663	13.914	< 2e-16 ***
i_usa.l2	0.490523	0.276364	1.775	0.0818 .
ip_rus.l2	-0.029819	0.039204	-0.761	0.4503
lnm2.l2	-0.008291	0.004157	-1.994	0.0514 .
i_rus.l2	-0.024051	0.173350	-0.139	0.8902
infl_rus.l2	-0.510973	0.105682	-4.835	1.22e-05 ***
const	0.083615	0.028661	2.917	0.0052 **

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

Residual standard error: 0.003792 on 52 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.9988, Adjusted R-squared: 0.9986

infl_rus = i_china.l1 + ip_rus.l1 + lnm2.l1 + i_rus.l1 + infl_rus.l1 + i_china.l2 + ip_rus.l2 + lnm2.l2 + i_rus.l2 + infl_rus.l2 + i_china.l3 + ip_rus.l3 + lnm2.l3 + i_rus.l3 + infl_rus.l3 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
i_china.l1	0.092762	0.371355	0.250	0.80386
ip_rus.l1	0.050409	0.043079	1.170	0.24797
lnm2.l1	0.005466	0.004337	1.260	0.21398
i_rus.l1	-0.085687	0.214972	-0.399	0.69204
infl_rus.l1	1.581820	0.140075	11.293	7.41e-15 ***
i_china.l2	-0.797787	0.503816	-1.583	0.12016
ip_rus.l2	-0.037286	0.040875	-0.912	0.36643
lnm2.l2	-0.009478	0.005753	-1.647	0.10631
i_rus.l2	0.109854	0.263051	0.418	0.67817
infl_rus.l2	-0.741674	0.238295	-3.112	0.00319 **
i_china.l3	0.867067	0.421355	2.058	0.04530 *
ip_rus.l3	-0.059414	0.046307	-1.283	0.20591
lnm2.l3	0.002116	0.004510	0.469	0.64115
i_rus.l3	-0.181556	0.182576	-0.994	0.32522
infl_rus.l3	0.118859	0.135790	0.875	0.38595
const	0.063591	0.033351	1.907	0.06282 .

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

Residual standard error: 0.003831 on 46 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.9989, Adjusted R-squared: 0.9985
F-statistic: 2730 on 15 and 46 DF, p-value: < 2.2e-16

Предварительный вывод по VAR-модели

- На ключевую ставку ЦБ РФ после перехода ЦБ РФ к режиму плавающего валютного курса продолжают оказывать значимое влияние ставки ФРС США и НБК.
- Гипотеза об отсутствии мгновенной причинности по Грейнджеру для ставки НБК отвергается на 10% уровне значимости после 2015q1.
- Прошлые значения ставок больших экономик влияют на инфляцию в РФ после 2015q1.

BVAR модель

НАБОР ПЕРЕМЕННЫХ

Большая экономика (США или Китай):

- *3 показателя политики*: учетная ставка процента, доходность по годовым государственным облигациям и доходность по двухлетним государственным облигациям;
- *реальный сектор*: промышленное производство и ИПЦ;
- *внешнее финансирование*: спрэд по ипотечным кредитам и спрэд корпоративных облигаций.

Россия:

- сезонно-скорректированные данные ИПЦ и данные о промышленном производстве (источник: МВФ);
- рассчитанный ряд ипотечных спрэдов как разность между средневзвешенной ставкой по ипотеке и 3-месячной LIBOR;
- ключевая ставка ЦБ РФ;

Глобальный финансовый цикл:

VIX;

SSE;

Нефтяные цены.

ИТОГО: 22 переменные

Список литературы

1. Айвазян С. А., Бродский Б. Е. Макроэконометрическое моделирование: подходы, проблемы, пример эконометрической модели российской экономики //Прикладная эконометрика. – 2006. – №. 2.
2. Зубарев А. В., Рыбак К. С. ВЛИЯНИЕ ПРЕМИИ ЗА РИСК НА РОССИЙСКИЕ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИЕ ПОКАЗАТЕЛИ //Экономический журнал Высшей школы экономики. – 2020. – Т. 24. – №. 3.
3. Круглова А., Ушакова Ю. СЕРИЯ ДОКЛАДОВ ОБ ЭКОНОМИЧЕСКИХ ИССЛЕДОВАНИЯХ. – 2015.
4. Полбин А. В. Оценка влияния шоков нефтяных цен на российскую экономику в векторной модели коррекции ошибок // Вопросы экономики. — 2017. — Т. 10. — С.27—49.
5. Синельников-Мурылев С., Дробышевский С., Казакова М. Декомпозиция темпов роста ВВП России в 1999–2014 годах //Экономическая политика. 2014. № 5. С. 7–37.
6. Шевелев А. А. Байесовский подход к оценке воздействия внешних шоков на макроэкономические показатели России //Мир экономики и управления. – 2017. – Т. 17. – №. 1.
7. Aizenman J., Chinn M. D., Ito H. The emerging global financial architecture: Tracing and evaluating new patterns of the trilemma configuration //Journal of international Money and Finance. – 2010. – Т. 29. – №. 4. – С. 615-641.
8. Aizenman J., Chinn M. D., Ito H. The “impossible trinity” hypothesis in an era of global imbalances: Measurement and testing // Review of International Economics. — 2013. — T.21, No 3. — С. 447—458.
9. Bernanke B., Boivin J., Elias P. Measuring the effects of monetary policy: A factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach // The Quarterly Journal of Economics. 2005. Vol. 120 (1, Feb). P. 387–422
10. Dobronravova E. Особенности Монетарной Политики в Странах, Наделенных Природными Ресурсами, При Значительных Изменениях Условий Торговли (Monetary Policy Peculiarities in Countries with Natural Resources, with Significant Changes in Terms of Trade). – 2018.
11. Gertler M., Karadi P. Monetary Policy Surprises, Credit Costs, and Economic Activity, American Economic Journal: Macroeconomics, 2015, no. 7, pp. 44–76.
12. Gilchrist S., Zakrajšek E. Credit spreads and business cycle fluctuations. American economic review, 2012, 102(4), pp.1692-1720.
13. Gourinchas P. O., Obstfeld M. Stories of the twentieth century for the twenty-first //American Economic Journal: Macroeconomics. – 2012. – Т. 4. – №. 1. – С. 226-65.
14. Edwards S., Yeyati E. L. Flexible exchange rates as shock absorbers //European Economic Review. – 2005. – Т. 49. – №. 8. – С. 2079-2105.
15. Fleming J. M. Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates. Staff Papers, 1962, vol. 9, no. 3, pp. 369-380.

Список литературы

16. Kamas L. External disturbances and the independence of monetary policy under the crawling peg in Colombia //Journal of International Economics. – 1985. – Т. 19. – №. 3-4. – С. 313-327.
17. Mandilaras A. S. The international policy trilemma in the post-Bretton Woods era // Journal of Macroeconomics. — 2015. — Т. 44. — С. 18—32.
18. Mundell R. A. Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates // Canadian Journal of Economics and Political Science. 1963. Vol. 29. No 4. 1963. P. 475-485.
19. Miranda-Agrippino S., Rey H. US monetary policy and the global financial cycle //The Review of Economic Studies. – 2020. – Т. 87. – №. 6. – С. 2754-2776.
20. Obstfeld M., Shambaugh J. C., Taylor A. M. The trilemma in history: tradeoffs among exchange rates, monetary policies, and capital mobility//Review of Economics and Statistics. — 2005. — Т. 87, No 3. — С. 423—438.
21. 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.
22. Passari E., Rey H. Financial Flows and the International Monetary System, Economic Journal, 2015, no. 125, pp. 675–698.
23. Rey H. Dilemma not trilemma: the global financial cycle and monetary policy independence. – National Bureau of Economic Research, 2015. – №. w21162.
24. Rey H. International channels of transmission of monetary policy and the Mundellian trilemma //IMF Economic Review. – 2016. – Т. 64. – №. 1. – С. 6-35.
25. Schularick M., Taylor A. M. Credit booms gone bust: Monetary policy, leverage cycles, and financial crises, 1870-2008 //American Economic Review. – 2012. – Т. 102. – №. 2. – С. 1029-61.