

Экономический журнал ВШЭ. 2019. Т. 23. № 1. С. 32–60.
HSE Economic Journal, 2019, vol. 23, no 1, pp. 32–60.

Индекс финансового стресса для России: новые подходы

Столбов М.И.

В работе предложен индекс финансового стресса для России за период с марта 2008 г. по март 2018 г. При его построении использовались 12 апробированных и в большинстве своем публично доступных индивидуальных метрик финансовой нестабильности, в том числе предложенные Банком международных расчетов в Базеле показатели кредитного разрыва, обслуживания долга и динамики цен на недвижимость. Решается проблема выбора оптимального метода агрегирования панели показателей в сводный индекс. С помощью метода локальных прогнозов [Jordá, 2005, 2009] и байесовского усреднения моделей показано, что конвенционный подход к построению подобных индексов на основе метода главных компонент уступает способам снижения размерности, учитывающим нелинейный и негауссовый характер индивидуальных метрик финансовой нестабильности. Среди рассмотренных методов наилучший результат показала динамическая факторная модель (dynamic factor model) с выделением одного фактора.

Сводный индекс финансового стресса, построенный на основе динамической факторной модели, адекватно отражает основные периоды нарастания нестабильности в российском финансовом секторе осенью 2008 г. и в конце 2014 – начале 2015 гг. Посредством метода локальных прогнозов демонстрируется, что финансовый стресс оказывает статистически значимый негативный эффект на динамику индекса промышленного производства, наряду с индексом глобальной волатильности VIX, но независимо от него, с учетом включения в тестируемую модель нефтяных цен, глобальных и национальных индексов неопределенности экономической политики и геополитических рисков. Выявленный отрицательный эффект оказывается устойчивым на среднесрочном временном горизонте.

Ключевые слова: индекс финансового стресса; снижение размерности; метод главных компонент; динамическая факторная модель; машинное обучение; метод локальных прогнозов; байесовское усреднение моделей.

DOI: 10.17323/1813-8691-2019-23-1-32-60

Столбов Михаил Иосифович – д.э.н., заведующий кафедрой прикладной экономики МГИМО МИД России. E-mail: stolbov_mi@mail.ru

Статья поступила: 13.07.2018/Статья принята: 24.01.2019.

1. Введение

После глобального финансового кризиса 2007–2009 гг. значительно возросло число эмпирических исследований, посвященных построению национальных и глобальных индикаторов финансового стресса, или финансовой (не)стабильности¹. Анализ размещения статей и рабочих материалов на портале IDEAS/RePEc за 2010–2018 гг. позволяет убедиться в том, что такие показатели были разработаны более чем для 30 стран. При этом данное число следует воспринимать как консервативную оценку: фактически этих показателей и их вариаций больше. Некоторые из индикаторов финансового стресса получили широкое признание и в настоящее время воспринимаются как неотъемлемые элементы систем раннего оповещения о финансовых кризисах, например, Composite Index of Systemic Stress (CISS) для еврозоны [Hollo et al., 2012], Country-Level Index of Financial Stress (CLIFS) для отдельных европейских стран [Duprey et al., 2017] или Office of Financial Research Financial Stress Index (OFR FSI), охватывающий США, группу развитых стран в целом, а также группу государств с формирующимся рынком [Monin, 2017].

В подавляющем большинстве случаев индекс финансового стресса представляет собой некоторый обобщенный индикатор неустойчивости финансового сектора. С точки зрения методологии построения он, как правило, рассчитывается как первая главная компонента из набора исходных показателей, характеризующих степень уязвимости отдельных сегментов финансового сектора. Несмотря на широкое применение данной техники снижения размерности при разработке индексов финансового стресса как за рубежом, так и в России, она характеризуется свойствами, не вполне совместимыми с корректной оценкой финансовой нестабильности. Как известно, при наличии кризисных проявлений на финансовых рынках динамика цен активов может отклоняться от нормального распределения, а также демонстрировать различные нелинейные паттерны. При этом в основе статистической теории метода главных компонент лежит предпосылка о линейном характере временных рядов, подлежащих агрегированию, и их соответствии распределению Гаусса.

В этой связи цель данной работы – сопоставить ряд альтернативных подходов к снижению размерности при построении индекса финансового стресса для России, включая традиционный метод главных компонент, его нелинейную модификацию, динамический факторный анализ и некоторые методы, заимствованные из машинного обучения. На основе сопоставления предполагается выявить наиболее информативный среди построенных агрегированных индексов. Для этого предложен эвристический двухкомпонентный критерий информативности, включающий оценку: 1) баланса взаимного влияния агрегированных индексов и 2) сравнительного значения данных показателей для объяснения динамики промышленного производства в России с учетом их конкуренции между собой, а также со стороны исходных индикаторов, на которых базируются агрегированные индексы. Таким образом, данное исследование выполнено в русле «объясняющего моделирования» (*explanatory modeling*) [Shmueli, 2010].

¹ Индексы финансового стресса не следует смешивать с индикаторами финансовых условий, которые, наряду с финансовыми, включают макроэкономические переменные (темпы инфляции, изменения денежной массы и т.п.). См. подробнее: [Kliesen et al., 2012].

Новизна исследования состоит в применении ряда нетипичных для отечественных финансовых исследований инструментальных методов. Помимо некоторых техник, используемых для получения агрегированных индексов, речь идет о методе локальных прогнозов (*local projections*) и байесовском усреднении моделей (*Bayesian model averaging*), которые задействованы для оценки баланса взаимного влияния агрегированных индексов и сравнения их роли в объяснении динамики промышленного производства в российской экономике. Первый метод позволяет получить функции отклика на импульс, подобные тем, которые строятся в векторных авторегрессионных моделях, однако являются более робастными к нелинейному характеру переменных и потенциальным ошибкам спецификации модели VAR [Jordá, 2005, 2009]. Второй метод возвращает вероятность включения того или иного показателя финансового стресса в качестве независимой переменной в «наилучшую» модель динамики промышленного производства.

При отборе исходных индикаторов финансовой нестабильности для построения агрегированного индекса ключевыми критериями являлись публичная доступность данных и охват различных сегментов финансового сектора. Также принималась во внимание репутация того или иного индикатора, так как, согласно недавнему исследованию Гиглио и соавторов [Giglio et al., 2016], перспективный подход к построению информативных индексов финансового стресса состоит в агрегировании уже апробированных сводных индикаторов. В этой связи в нашу итоговую панель, состоящую из 12 показателей, были включены индекс финансового стресса АКРА, а также блок индикаторов системных финансовых рисков, которые рассчитываются Центром макроэкономического анализа и краткосрочного прогнозирования (ЦМАКП). При построении индекса использовались показатели по российскому финансовому сектору, предложенные рядом зарубежных исследовательских центров и Банком международных расчетов в Базеле.

Наиболее информативным индексом финансового стресса для России оказался показатель, основанный на динамической факторной модели (*dynamic factor model*) с выделением единственного фактора. Он опередил прочие агрегированные индексы по степени взаимного влияния, а также показал практически стопроцентную вероятность включения в «наилучшую» модель динамики промышленного производства в рамках байесовского усреднения моделей.

Сводный индекс финансового стресса, базирующийся на динамической факторной модели, адекватно отражает основные периоды нарастания нестабильности в российском финансовом секторе осенью 2008 г. и в конце 2014 – начале 2015 гг. Посредством метода локальных прогнозов далее показано, что этот индекс оказывает статистически значимый негативный эффект на динамику промышленного производства, наряду, но независимо от индекса глобальной волатильности VIX, с учетом включения в тестируемую модель нефтяных цен, глобальных и национальных индексов неопределенности экономической политики и геополитических рисков. Выявленное отрицательное воздействие на промышленное производство оказывается устойчивым за пределами кризисного периода 2008–2009 гг., проявляя себя на среднесрочных временных интервалах (длительностью порядка трех лет).

Работа структурирована следующим образом: в разделе 2 осуществлен обзор литературы, посвященной индексам финансового стресса; в разделе 3 охарактеризованы использованные в нашем эмпирическом исследовании данные; в разделе 4 рассмотрены альтернативные методы построения индекса финансового стресса, из которых предпо-

лагается выбрать наиболее оптимальный; раздел 5 содержит методологию и результаты выбора оптимального метода его построения с учетом проверки на устойчивость; в разделе 6 проанализирована взаимосвязь индексов финансового стресса и деловой активности; в разделе 7 сформулированы итоговые выводы и обозначены возможные направления развития данного исследования.

2. Индексы финансового стресса: обзор литературы

Общепринятого определения финансового стресса не выработано. Это связано с тем, что данное явление, в отличие, например, от многих макроэкономических категорий (ВВП, уровня безработицы и т.д.), непосредственно ненаблюдаемо и не имеет в своей основе конвенционального показателя(-ей). Тем не менее анализ имеющейся литературы позволяет дать ему описательную характеристику. Периоды финансового стресса отличаются резкими колебаниями цен финансовых активов, нарастанием риска и/или неопределенности, падением уровня ликвидности и общим сомнением в устойчивости банковской системы. Подобные формулировки встречаются во многих исследованиях, посвященных количественной оценке финансового стресса (например, [Balakrishnan et al., 2011; Cardarelli et al., 2011; Hakkio, Keeton, 2009; Kliesen et al., 2012]). Поскольку прямые измерители финансового стресса недоступны, для количественного описания используются прокси-переменные, характеризующие состояние отдельных сегментов финансового сектора. В целях получения комплексной оценки финансовой нестабильности они агрегируются.

Первоначально индексы финансового стресса получили распространение в развитых странах как инструмент текущего мониторинга финансовой стабильности. В основном они разрабатывались специалистами национальных центральных банков применительно к отдельно взятой экономике [Illing, Liu, 2006]. Глобальный финансовый кризис способствовал повышению интереса регуляторов и академического сообщества к таким индексам. С 2010 г. стали публиковаться исследования, в которых строились сопоставимые индексы для широкого круга государств, как развитых, так и развивающихся. В работах [Balakrishnan et al., 2011; Cardarelli et al., 2011; Park, Mercado, 2013] рассматривались различные выборки развивающихся стран. В исследовании [Vermeulen et al., 2015] были предложены индексы финансового стресса для 28 стран ОЭСР. На фоне растущей востребованности таких показателей предпринимались попытки рассматривать индексы финансового стресса в качестве элементов систем индикаторов раннего предупреждения о финансовых кризисах (*early warning systems*) или даже полноценных заменителей таких систем. Однако дальнейшие исследования показали, что лишь немногие из предложенных индексов успешно выполняют функцию опережающих индикаторов кризисов [Oet et al., 2016], при этом они вполне состоятельны как совпадающие индикаторы. Несмотря на ограниченные предиктивные способности, было установлено, что данные индексы полезны для выявления масштабов и периодов воздействия финансовой нестабильности на реальный сектор, прежде всего, на динамику ВВП, промышленного производства, инфляции. Это позволяет включать индексы финансового стресса в различные макрофинансовые модели как на уровне отдельных стран [Aboura, van Roye, 2017; van Roye, 2014; Schleer, Semmler, 2015], так и в межстрановых исследованиях [Dovern, van Roye, 2014].

Разработка индексов финансового стресса после 2010 г. была инициирована и в России. Пионерной работой стало исследование [Козлов, Синяков, 2012], в котором был рассчитан индекс финансовой стабильности как «зеркало» финансового стресса. Он охватывал четыре укрупненных сегмента российского финансового сектора – фондовый, долговой, денежный и валютный рынки, а также фактор глобальной финансовой нестабильности. Итоговый индекс рассматривался как первая главная компонента, извлеченная из рядов данных по перечисленным сегментам. Различные вариации методологии построения индексов финансового стресса реализованы в серии работ Федоровой и соавторов. Однако они имеют отношение не столько к способу агрегирования отдельных переменных в сводный индекс, сколько к инструментам идентификации кризисных периодов и поиску пороговых значений этих индексов [Федорова, 2015; Федорова и др., 2016]. С точки зрения агрегирования в них применялись традиционные подходы – метод главных компонент и еще более простой метод эквивалентности дисперсий². На методе главных компонент основывается исследование [Пестова и др., 2017], в котором в сводный индекс агрегированы не отдельные показатели нестабильности по сегментам финансового сектора, а различные виды финансовых рисков. Методология расчета индекса финансового стресса Аналитического кредитного рейтингового агентства (ИФС АКРА) также базируется на методе главных компонент. Данный индекс представляет нормализованное значение первой главной компоненты, извлеченной из 12 параметров, которые отражают такие проявления нестабильности, как неопределенность фундаментальных цен финансовых активов и биржевых товаров, асимметрия информации о качестве активов и заемщиков, эффекты «бегства в качество» и «бегства в ликвидность» [Куликов, Баранова, 2017]. В межстрановых исследованиях по отдельным странам с формирующимся рынком [Stolbov, Shchereleva, 2016] и постсоциалистическим государствам [Cevik et al., 2013] при построении индекса финансового стресса для России также применялся метод главных компонент.

3. Данные

В качестве исходных показателей для построения предлагаемого в данной работе индекса были взяты ежемесячные значения 12 индикаторов, отражающих устойчивость различных сегментов российского финансового сектора с марта 2008 г. по март 2018 г. (табл. 1). Сформированная панель индикаторов позволяет оценить динамику финансовой нестабильности как в разрезе структуры финансового сектора (рынки и посредники), так и в зависимости от природы самих показателей (высокочастотные рыночные данные, балансовые статьи нефинансовых компаний и банков, макроэкономические переменные). Увеличение соответствующего индикатора означает нарастание финансового стресса. В соответствии с предложением Гиглио и соавторов [Giglio et al., 2016] о том, что агреги-

² Метод эквивалентности дисперсий в исследованиях финансовой стабильности по России используется также при расчете индикатора рисков финансового рынка экспертами Банка России, которые отмечают приоритетность этого подхода по сравнению с методом главных компонент [Гамбаров и др., 2017]. Однако равенство весов, которые приписываются исходным показателям при расчете сводного индекса в рамках этого метода, является, на наш взгляд, все же чрезмерно сильной упрощающей предпосылкой.

рование сводных метрик финансовой нестабильности может оказаться продуктивнее для выявления более информативного показателя, нежели выбор одного из них по какому-либо критерию, среди исходных индикаторов, наряду с секторальными, присутствуют сводные показатели (ИФС АКРА, индикаторы системных финансовых рисков ЦМАКП)³.

Особенность состава исходных индикаторов также заключается в том, что используются как показатели, предложенные российскими исследователями, так и заимствованные из международных источников. При этом практически все из них (за исключением спредов пятилетних суверенных кредитно-дефолтных свопов (CDS)) находятся в публичном доступе, что повышает прозрачность построения предлагаемого индекса и упрощает его репликацию.

Таблица 1.
Исходные индикаторы для построения индекса финансового стресса

Индикатор	Наименование переменной	Характеристики индикатора и его составляющие	Источник данных	Описательные статистики				
				макс	мин	среднее	стандартное отклонение	статистика Харке – Бера (р-значение)
ИФС АКРА	ACRA	Финансовые рынки и финансовые посредники; рыночные данные	Аналитическое кредитное рейтинговое агентство (РФ)	5,21	0,29	1,19	0,98	276,34 (0,00)
Сводный опережающий индекс (СОИ) возникновения банковского кризиса	SBC	Финансовые посредники; балансовые статьи и макропеременные	ЦМАКП	0,19	0,05	0,09	0,04	27,39 (0,00)
СОИ продолжения банковского кризиса	SBCC	Финансовые посредники; балансовые статьи и макропеременные	ЦМАКП	0,27	0,04	0,13	0,06	11,47 (0,00)
СОИ системных кредитных рисков	SCREDR	Финансовые посредники; балансовые статьи и макропеременные	ЦМАКП	1,14	0,00	0,37	0,30	17,61 (0,00)
СОИ системных валютных рисков	SCURR	Макропеременные	ЦМАКП	1,47	0,00	0,15	0,28	382,57 (0,00)

³ Примером агрегирования сводных индексов финансового стресса для получения наиболее информативного в части прогнозирования реальных показателей для страны с формирующимся рынком может служить недавняя работа по Турции [Chadwick, Oztürk, 2018].

Окончание табл. 1.

Индикатор	Наименование переменной	Характеристики индикатора и его составляющие	Источник данных	Описательные статистики				
				макс	мин	среднее	стандартное отклонение	статистика Харке – Бера (p-значение)
СОИ системных рисков ликвидности	SLR	Финансовые посредники; балансовые статьи и макропеременные	ЦМАКП	0,60	0,00	0,07	0,12	153,26 (0,00)
Спред CDS	CDS	Финансовые рынки; рыночные данные	Cbonds	761,47	91,32	234,56	137,78	205,52 (0,00)
SRISK (условная мера нехватки капитала)	SRISK	Финансовые рынки; рыночные данные и балансовые статьи	Лаборатория исследований волатильности (V-Lab) Нью-Йоркского университета	71,11	0,00	20,93	18,52	12,75 (0,00)
Кредитный разрыв*	CREDGAP	Финансовые посредники; балансовые статьи и макропеременные	Банк международных расчетов в Базеле	11,20	-5,80	0,80	4,85	10,07 (0,01)
Коэффициент обслуживания долга нефинансового сектора*	DSR	Нефинансовые компании; балансовые данные	Банк международных расчетов в Базеле	14,58	6,09	8,74	1,96	10,10 (0,01)
Обратная величина индекса цен на жилую недвижимость (2010 г. = 100)*	PROPINDEX	Нефинансовые компании; рыночные данные	Банк международных расчетов в Базеле	0,013	0,010	0,011	0,00	45,73 (0,00)
Средняя вероятность дефолта по секторам экономики, в базисных пунктах	POD	Нефинансовые компании; балансовые данные	Центр исследований риск-менеджмента Национального университета Сингапура	216,33	15,64	46,62	33,22	676,70 (0,00)

Примечание: * – ежеквартальные данные интерполированы до ежемесячных при помощи техники сглаживания кубическими сплайнами.

Тестовые статистики Харке – Бера велики для всех показателей, по которым предполагается строить индекс финансового стресса. Соответственно, во всех случаях их *p*-значение меньше 0,05, что позволяет не принимать нулевую гипотезу о том, что данные по-

казатели подчиняются закону нормального распределения. Предсказуемо, что многомерный тест Дурника – Хансена (*Doornik – Hansen multivariate normality test*) отвергает гипотезу о нормальном распределении на однопроцентном уровне для выборки показателей в целом (тестовая статистика равна 440). Кроме того, тест Брока – Дехерта – Шейнкмана (BDS-test) выявил нелинейные паттерны в динамике всех показателей, входящих в перечень исходных индикаторов для построения индекса финансового стресса⁴.

4. Альтернативные методы построения индекса финансового стресса

Извлечение первой главной компоненты из набора некоторых исходных индикаторов финансовой нестабильности – наиболее часто используемый метод построения индексов финансового стресса. Однако, согласно свойствам данного подхода к снижению размерности данных, метод главных компонент (РСА) корректно применять только в случаях, когда подтверждается нормальное распределение для выборки в целом [Mardia et al., 1979]. Описательные статистики, приведенные в табл. 1, и результаты теста Дурника – Хансена свидетельствуют о том, что для построения российского индекса финансового стресса, это может быть неоптимальный выбор. Кроме того, сомнения вызывает, насколько главная компонента, которая в данном методе по построению имеет линейный характер, удачно отражает нелинейность исходных метрик, на которую указал тест Брока – Дехерта – Шейнкмана. В этой связи было решено дополнительно рассмотреть шесть альтернативных подходов к снижению размерности, которые бы учитывали отклонение от нормального распределения для выборки и/или нелинейный характер исходных данных. При этом акцент ставится не на строгом формальном описании этих методов, а на их качественной характеристике.

Первым из них является нелинейный метод главных компонент (*nonlinear principal component analysis*, NPCA). В рамках этого метода главные компоненты полагаются нелинейными, т.е. их отображениями являются кривые, а само пространство исходных данных представляется как поверхность (*manifold*). Извлечение главных компонент происходит при помощи нейронной сети, в основе которой так называемый многослойный перцептрон, одновременно обеспечивающий снижение размерности (за счет промежуточного слоя) и воспроизведение на выходе информации, полностью идентичной входным данным⁵.

Также используется метод независимых компонент (*independent component analysis*, ICA), который нашел широкое применение при слепом разделении сигнала в радио- и телекоммуникационных технологиях, но полезен и при решении более широкого круга задач, когда необходимо идентифицировать объект в «зашумленной» среде. При этом компоненты, или сигналы, на которые раскладывается объект, независимы, аддитивны, а их распределения отличаются от нормального. В нашем случае ненаблюдаемым объектом, который требуется идентифицировать, является финансовый стресс, а его аппроксимацией – независимая компонента, вносящая наибольший вклад в его дисперсию (по аналогии с компонентными нагрузками в РСА)⁶.

⁴ Результаты BDS-теста доступны по запросу у автора.

⁵ Для реализации этого метода был использован пакет для нелинейного метода главных компонент в среде Matlab, написанный Шольцем [Scholz, 2012]. См. подробнее: <http://www.nlpcsa.org/>

⁶ Использован пакет в среде Matlab, разработанный Хювярином [Hyvärinen et al., 2001]. См. подробнее: https://www.cs.helsinki.fi/u/ahyvarin/papers/TNN99_reprint.pdf

В последние годы все более заметной альтернативой PCA в экономических и финансовых приложениях становятся динамические факторные модели [Stock, Watson, 2011], которые позволяют не только решить задачу снижения размерности данных, но и учесть изменчивость динамики самого латентного фактора посредством авторегрессионной модели. В общем случае, когда число исходных переменных достигает нескольких сотен, использование динамических факторных моделей не всегда позволяет однозначно выделить оптимальное количество факторов. В случае набора из 12 исходных параметров и подразумеваемого единственного фактора этой сложности нет. Динамическая факторная модель, оцениваемая в данной статье с помощью метода максимального правдоподобия и фильтра Кальмана, специфицируется следующим образом:

$$(1) \quad y_{it} = \Lambda_i f_{it} + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim (0, C_i).$$

В данном уравнении y_{it} – вектор исходных показателей финансовой нестабильности; f_{it} – единственный латентный фактор; а Λ_i – вектор факторных нагрузок. Извлеченный динамический латентный фактор (DYNCRFACTOR) представляет индекс финансового стресса. Его динамика, f_{it} , выражается следующим авторегрессионным уравнением:

$$(2) \quad f_{it} = A_i f_{it-1} + \xi_{it}, \quad \xi_{it} \sim (0, D_i),$$

где A_i – коэффициент авторегрессии.

Дополнительно рассматриваются следующие нелинейные методы снижения размерности, заимствованные из машинного обучения: проекция Саммона (*Sammon mapping*), метрическое обучение с максимальным сжатием (*maximally collapsing metric learning*, MCML) и максимальная развертка дисперсии (*maximum variance unfolding*, MVU). Их включение в анализ мотивировано двумя причинами. Во-первых, перечисленные подходы ориентированы на снижение размерности нелинейных и негауссовых массивов данных. Во-вторых, среди довольно большого числа техник с аналогичными свойствами они показывают наилучшие результаты сжатия как при тестировании на искусственно сгенерированных, так и реальных данных, что отмечается в весьма влиятельном исследовании [Van der Maaten et al., 2009], в котором на основе экспериментальной проверки ранжируются 12 методов нелинейного сжатия размерности из области машинного обучения⁷.

Проекция Саммона нацелена на то, чтобы снизить размерность, сохранив при этом структуру расстояний между точками, как в исходном массиве данных. В основу метода метрического обучения с максимальным сжатием положена идея о том, что наблюдения (свойства) близких объектов при снижении размерности могут быть «сжаты» до одной точки, достаточно далеко удаленной от прочих точек пространства, образованных таким же образом. Максимальная развертка дисперсии использует ядренную функцию (*kernel function*), преобразующую исходный массив данных в пространство свойств (*feature space*), для которого решается задача снижения размерности. Для получения индексов финансо-

⁷ Согласно Google Scholar, по состоянию на конец ноября 2018 г. данное исследование было процитировано 1712 раз.

вого стресса на основе этих методов машинного обучения, как и в рамках остальных подходов, производилось сокращение пространства с 12- до 1-мерного⁸.

Индексы финансового стресса, полученные с помощью описанных выше методов, демонстрируют схожую динамику. Пиковые значения достигаются осенью 2008 г., к апрелю 2009 г. складывается тенденция к снижению стресса. Начиная со второй половины 2012 г. наблюдается нарастание нестабильности, которое достигает второго за рассматриваемый период максимального значения в декабре 2014 г. (см. рис. 1–7). Такая динамика индексов адекватно отражает хронологию событий, связанных с проявлением финансового стресса в российской экономике.

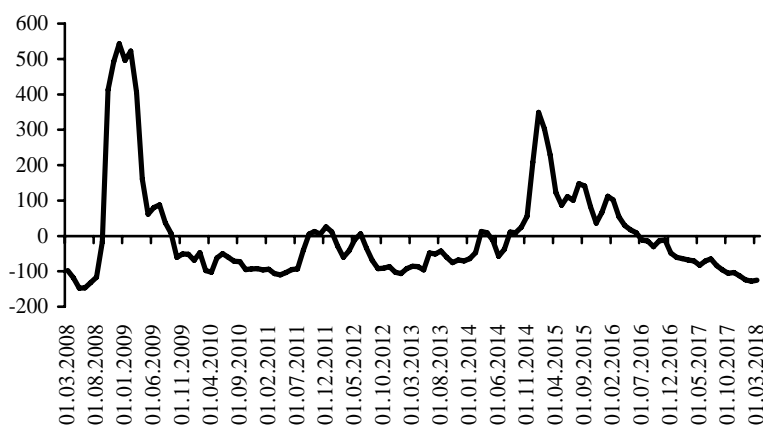


Рис. 1. Индекс финансового стресса для России на основе метода главных компонент (РСА)

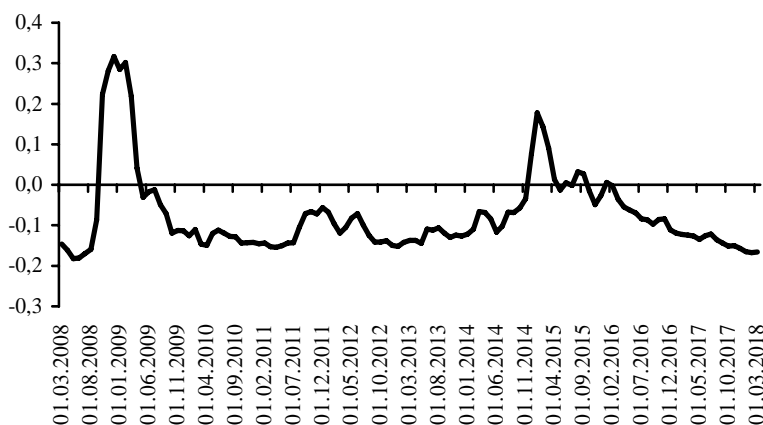


Рис. 2. Индекс финансового стресса для России на основе нелинейного метода главных компонент (NPCA)

⁸ Для реализации метода применялся пакет в среде Matlab, написанный ван дер Маатеном. См. подробнее: <https://lvdmaaten.github.io/drtoolbox/>

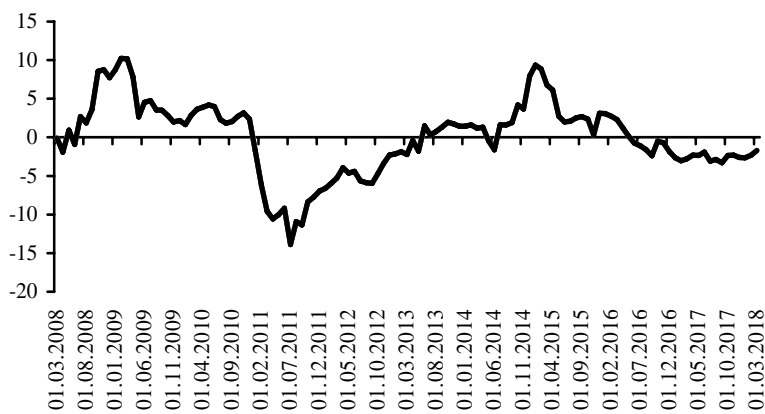


Рис. 3. Индекс финансового стресса для России на основе метода независимых компонент (ICA)

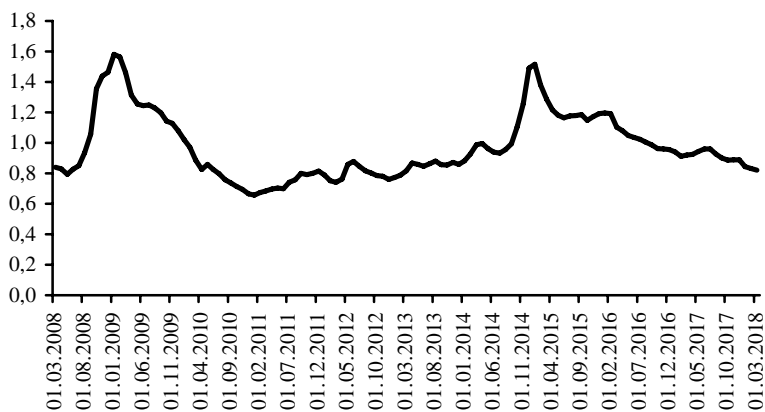


Рис. 4. Индекс финансового стресса для России на основе динамической факторной модели с одним фактором (DYNCRFACTOR)

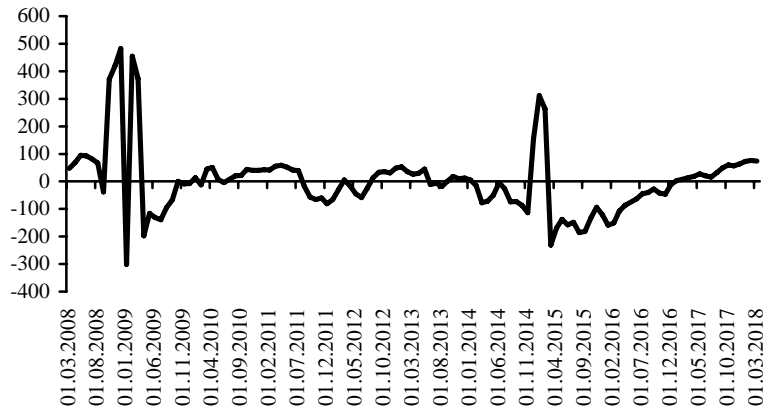


Рис. 5. Индекс финансового стресса для России на основе проекции Саммона (SAMMON)

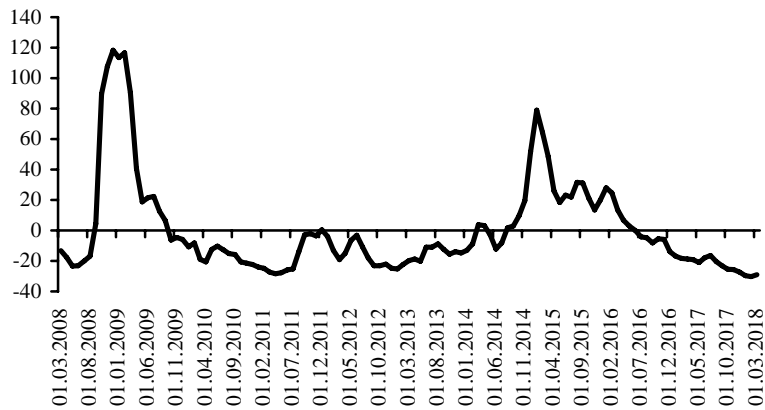


Рис. 6. Индекс финансового стресса для России на основе метрического обучения с максимальным сжатием (MCML)

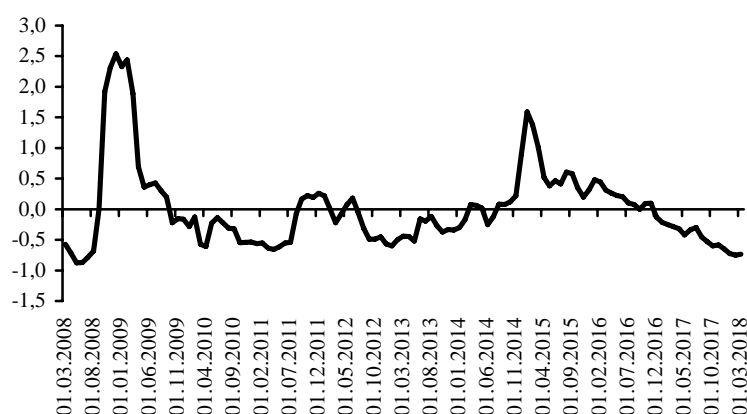


Рис. 7. Индекс финансового стресса для России
на основе максимальной развертки дисперсии (MVU)

Согласно корреляционной матрице (табл. 2), между полученными вариантами индекса финансового стресса преобладают тесные положительные взаимосвязи: лишь два коэффициента демонстрируют уровень значимости, меньший 95%. Очень близка динамика показателей, базирующихся на обычном и нелинейном методах главных компонент, а также на метрическом обучении с максимальным сжатием и максимальной развертке дисперсии. Вместе с тем индексы, рассчитанные с помощью метода независимых компонент и проекции Саммона, в меньшей степени корреспондируют с динамикой остальных показателей. Тем не менее остается открытым вопрос, какой/какие из полученных индексов следует полагать наиболее информативным и на каком критерии основывать такой выбор.

Таблица 2.

**Корреляционная матрица индексов финансового стресса,
рассчитанных альтернативными методами**

	PCA	NPCA	ICA	DYNCRFACTOR	SAMMON	MCML	MVU
PCA	1						
NPCA	0,99***	1					
ICA	0,62***	0,62***	1				
DYNCRFACTOR	0,86***	0,86***	0,75***	1			
SAMMON	0,27***	0,27***	0,15*	0,08	1		
MCML	0,99***	0,99***	0,68***	0,89***	0,26***	1	
MVU	0,99***	0,99***	0,60***	0,85***	0,22**	0,98***	1

Примечание: *, **, *** – значимость на уровне 10, 5 и 1% соответственно.

5. Методология и результаты выбора оптимального метода построения индекса финансового стресса из имеющихся альтернатив

В исследовании [Kliesen et al., 2012] критерием информативности индекса финансового стресса выступает величина среднеквадратической ошибки прогноза индекса промышленного производства, полученной в рамках парной векторной авторегрессионной модели (VAR), где в качестве второй переменной последовательно рассматриваются сравниваемые индексы финансового стресса. Однако следует учитывать, что VAR предназначены для оценки линейных зависимостей между переменными. Также желательно было бы провести одновременную, а не последовательную процедуру сравнения, чтобы выявить отношения опережения или запаздывания между всеми альтернативными индексами. Это, в свою очередь, представляет дополнительную сложность ввиду необходимости подбора корректной спецификации VAR и возможного возникновения проблемы «проклятия размерности»⁹.

В свете изложенных трудностей в данной работе предлагается оценить информативность индексов финансового стресса согласно следующему двухкомпонентному критерию.

- В рамках метода локальных прогнозов [Jordá, 2005, 2009] построить кумулятивные обобщенные функции отклика на импульс семи рассматриваемых индексов финансового стресса друг на друга и, установив для них «жесткий» однопроцентный доверительный интервал, выявить статистически значимые, а затем рассчитать для каждого из индексов метрику взаимного влияния (МВ) по следующей формуле:

$$(3) \quad \text{МВ} = \frac{\text{ИМПзнач} - \text{ОТКзнач}}{\text{ИМПзнач} + \text{ОТКзнач}},$$

где ИМПзнач – количество статистически значимых импульсов, оказываемых одним из индексов финансового стресса на другие; ОТКзнач – количество статистически значимых откликов одного из индексов на импульсы, оказываемые прочими индексами. По построению данная метрика варьируется в диапазоне от –1 до 1. Чем она ближе к 1, тем большее влияние имеет соответствующий индекс по сравнению с другими.

- Вторая составляющая критерия предусматривает добавление к семи полученным индексам финансового стресса ежемесячного темпа прироста индекса промышленного производства (год к году; IP) и выявление в рамках такого же метода, что и на первом шаге процедуры, индекса(-ов), оказывающего значимое влияние на этот показатель активности в реальном секторе. Затем устойчивость полученного результата проверяется посредством байесовского усреднения моделей – метода, который позволяет определить вероятность включения агрегированных индексов финансового стресса и исходных индивидуальных индикаторов как независимых переменных в некоторую «наилучшую»

⁹ С учетом констант в VAR-модели с одним лагом и с семью полученными индексами финансового стресса в качестве переменных было бы необходимо оценить 56 коэффициентов при общем количестве наблюдений, равном 121. Считается, что допустимое число наблюдений на один оцениваемый параметр должно составлять 3–4, что в данном случае не выполняется.

на множестве указанных регрессоров линейную модель динамики промышленного производства.

Кратко остановимся сначала на особенностях метода локальных прогнозов. В отличие от VAR-моделей, построение функций отклика на импульс с помощью метода локальных прогнозов не требует первоначальной спецификации и оценки системы уравнений. В рамках этого подхода значения откликов вычисляются точно для каждого периода, а не экстраполируются на некоторый временной горизонт, как предусмотрено в векторных авторегрессиях. К преимуществам метода локальных прогнозов относят более высокую устойчивость к ошибочной спецификации «истинной» модели, которая характеризует анализируемый многомерный динамический процесс; простоту оценки, так как оценивается не система уравнений, а отдельно каждая регрессия посредством обычного МНК; возможность учета нелинейных эффектов. Метод локальных прогнозов нашел широкое применение в эмпирических исследованиях фискальной политики, прежде всего, при оценке мультипликаторов госрасходов, моделировании влияния финансовых переменных на реальные в условиях различных фаз делового цикла¹⁰. Наиболее близким к данной работе является исследование Пюттмана [Püttnann, 2018], в котором метод локальных прогнозов используется для оценки воздействия индекса финансового стресса для США, основанного на анализе текстовой информации в пяти ведущих деловых газетах, на динамику реального ВВП и нормы безработицы.

Предпосылкой корректного применения этого метода является стационарность временных рядов, поэтому в данной работе функции отклика на импульс строятся для первых разностей индексов финансового стресса, которые, согласно результатам расширенного теста Дики – Фуллера на единичный корень, соответствуют порядку интегрирования $I(0)$ ¹¹. Чтобы исключить автокорреляцию точечных значений функций отклика на импульс, применяются условные доверительные интервалы (*conditional error bands*) на уровне 1%, как рекомендовано в работе [Jordá, 2009].

В табл. 3 приведены p -значения кумулятивных обобщенных функций отклика на импульс¹². Нулевая гипотеза состоит в том, что они незначимы на интервале в 10 месяцев. Графики этих функций содержатся в Приложении (рис. П1, см. на сайте: https://ej.hse.ru/data/2019/01/30/1202977458/Stolbov_appendix.pdf).

Гипотеза о незначимости кумулятивных функций отклика на импульс чаще всего не принимается в случае индекса финансового стресса, построенного на основе динамической факторной модели с одним фактором. На уровне 5% данный индекс влияет на показатели, которые базируются на обычном и нелинейном методе главных компонент, метрическом обучении с максимальным сжатием и максимальной разверткой дисперсии. Последние два, в свою очередь, воздействуют на сам индекс DYNCRFACTOR. Метрики влияния, рассчитанные по формуле (3), представлены в табл. 4.

¹⁰ См., например, недавние работы [Auerbach, Gromrodnicenko, 2013; Ramey, Zubairy, 2018; Jordá et al., 2013; Gertler, Gilchrist, 2018; Romer, Romer, 2018].

¹¹ Результаты доступны по запросу у автора.

¹² Расчеты выполнены с помощью кода, написанного Очакверди для эконометрического пакета EViews. См. http://blog.eviews.com/2016/06/impulse-responses-by-local-projections_43.html

Таблица 3.
Значимость кумулятивных обобщенных функций отклика
на импульс различных агрегированных индексов финансового стресса
для России

	Импульсы							
	Показатели	PCA	NPCA	ICA	DYNCRFACTOR	SAMMON	MCML	MVU
Отклики	PCA		0,96	0,81	0,03	0,78	0,08	0,06
	NPCA	0,96		0,80	0,03	0,78	0,08	0,06
	ICA	0,99	0,99		0,15	0,72	0,57	0,64
	DYNCRFACTOR	0,95	0,95	0,90		0,32	0,02	0,03
	SAMMON	0,99	0,99	0,99	0,46		0,68	0,51
	MCML	0,96	0,96	0,83	0,03	0,90		0,06
	MVU	0,96	0,96	0,96	0,02	0,90	0,16	

Таблица 4.
Метрики взаимного влияния различных агрегированных индексов
финансового стресса для России

Показатель	ИМПзнач	ОТКзнач	МВ
PCA	0	1	-1
NPCA	0	1	-1
ICA	0	0	0
DYNCRFACTOR	4	2	0,33
SAMMON	0	0	0
MCML	1	1	0
MVU	1	1	0

Единственное положительное значение метрики влияния характерно для индекса финансового стресса, полученного с помощью динамической факторной модели с одним фактором, что в соответствии с нашим подходом позволяет его квалифицировать как наиболее информативный показатель из семи альтернатив. Метрика влияния равна нулю сразу для четырех вариантов индекса. Однако индексы, основанные на метрическом обучении с максимальным сжатием и максимальной развертке дисперсии, в силу наличия

значимых импульсов и откликов с другими показателями, доминируют индексы, в основе которых лежат метод независимых компонент и проекция Саммона. Как и в рамках корреляционного анализа, последние два оказались наиболее автономными. Расчет коэффициентов корреляции с исходными индикаторами (см. табл. 5) подтверждает, что содержащаяся в этих двух индексах информация, по-видимому, «зашумлена» и не столь явно связана с 12 индивидуальными составляющими индексов, как в случае DYCRFACTOR, MCML и MVU. Индексы, полученные посредством обычного и нелинейного методов главных компонент, продемонстрировали наибольшую зависимость от остальных.

Таблица 5.

**Корреляционная матрица индексов финансового стресса
и исходных показателей**

	PCA	NPCA	ICA	DYCRFACTOR	SAMMON	MCML	MVU
ИФС АКРА	0,91***	0,91***	0,68***	0,86***	0,33***	0,92***	0,89***
СОИ возникновения банковского кризиса	0,39***	0,39***	0,60***	0,54***	0,12	0,46***	0,39***
СОИ продолжения банковского кризиса	0,20**	0,20**	0,29***	0,51***	-0,40***	0,22**	0,26***
СОИ системных кредитных рисков	0,20**	0,20**	0,10	0,09	0,42***	0,23**	0,16*
СОИ системных валютных рисков	0,49***	0,50***	0,40***	0,46***	0,41***	0,53***	0,47***
СОИ системных рисков ликвидности	0,13	0,13	-0,03	0,17*	0,09	0,16*	0,11
Спред CDS	0,99***	0,99***	0,62***	0,86***	0,27***	0,99***	0,99***
SRISK (условная мера нехватки капитала)	0,40***	0,40***	0,38***	0,49***	-0,19**	0,40***	0,39***
Кредитный разрыв	0,58***	0,58***	0,78***	0,74***	0,09	0,67***	0,56***
Коэффициент обслуживания долга нефинансового сектора	0,54***	0,54***	0,61***	0,81***	-0,13	0,57***	0,53***
Обратная величина индекса цен на жилую недвижимость (2010 г. = 100)	-0,29***	-0,29***	-0,81***	-0,39***	-0,01	-0,33***	-0,26***
Средняя вероятность дефолта по секторам экономики, в базисных пунктах	0,90***	0,91***	0,54***	0,74***	0,33***	0,90***	0,88***

Примечание: *, **, *** – значимость на уровне 10, 5 и 1% соответственно.

Из табл. 5 следует, что самая тесная корреляционная связь с наиболее информативными вариантами индекса финансового стресса (DYCRFACTOR, MCML и MVU) была характерна для спреда CDS, ИФС АКРА и средней вероятности дефолта по секторам экономики. Таким образом, ведущие индексы финансового стресса для России прежде всего концентрируют в себе суверенный и корпоративный кредитный риск. Отчасти справедливым оказалось предположение Гиглио и соавторов: помимо ИФС АКРА, высокие коэффициенты корреляции с наиболее информативными вариантами индекса финансового стресса наблюдаются в случае СОИ возникновения банковского кризиса и СОИ валютных рисков. В целом, все исходные индикаторы, за исключением обратной величины индекса цен на жилую недвижимость¹³, положительно связаны с различными вариантами индекса финансового стресса, что сообразуется с экономической логикой.

Согласно предложенной процедуре оценки информативности индексов финансового стресса, добавим теперь в анализ показатель динамики промышленного производства и переоценим функции отклика на импульс. Р-значения кумулятивных обобщенных функций отклика на импульс содержатся в табл. 6, а графики приведены в Приложении (рис. П2, см. на сайте: https://ej.hse.ru/data/2019/01/30/1202977458/Stolbov_appendix.pdf).

Таблица 6.

Значимость кумулятивных обобщенных функций отклика на импульс при оценке взаимосвязи индексов финансового стресса и динамики индекса промышленного производства

	Импульсы								
	Показатели	IP	PCA	NPCA	ICA	DYNCRFACTOR	SAMMON	MCML	MVU
Отклики	IP		0,91	0,92	0,45	0,01	0,85	0,20	0,02
	PCA	0,46		0,96	0,80	0,04	0,74	0,46	0,11
	NPCA	0,45	0,96		0,80	0,04	0,75	0,46	0,12
	ICA	0,65	0,97	0,97		0,15	0,75	0,64	0,60
	DYNCRFACTOR	0,19	0,92	0,92	0,93		0,29	0,22	0,08
	SAMMON	0,19	0,99	0,99	0,98	0,48		0,94	0,75
	MCML	0,56	0,96	0,96	0,82	0,03	0,87		0,13
	MVU	0,60	0,95	0,96	0,95	0,03	0,87	0,43	

¹³ В случае цен на жилую недвижимость отрицательная корреляционная связь, по-видимому, объясняется особенностями функционирования российского рынка жилья в кризисных условиях, когда владельцы недвижимости стремятся удерживать или даже повышать цены, номинированные в рублях, а общее количество сделок при этом драматически сокращается. Поскольку рынок жилья считается важным сегментом рынка активов, который может транслировать финансовую нестабильность и на котором возможно формирование ценового «пузыря», его было решено не исключать из расчета вариантов индекса финансового стресса для России.

На динамику индекса промышленного производства воздействуют два индекса финансового стресса – DYNCRFACTOR и MVU. Однако второй индикатор, основанный на методе максимальной развертки дисперсии, в свою очередь, зависит от индекса, полученного с помощью динамического факторного анализа, не демонстрируя обратной связи. Таким образом, при добавлении динамики индекса промышленного производства наибольшее значение для объяснения ее изменений имеет DYNCRFACTOR, доминирующий прочие агрегированные индексы финансового стресса.

Вместе с тем нельзя исключить, что исходные индикаторы финансовой нестабильности могут оказаться не хуже агрегированных индексов финансового стресса при объяснении динамики индекса промышленного производства. Поэтому необходимо дополнительно проверить устойчивость результатов, полученных с помощью метода локальных прогнозов. При объединении группы агрегированных индексов финансового стресса, исходных индикаторов и показателя динамики промышленного производства совокупное число переменных достигает 20, что при 120 имеющихся наблюдениях налагает на метод локальных прогнозов «проклятие размерности». В связи с этим проверку на устойчивость предлагается осуществить посредством байесовского усреднения моделей¹⁴. Данный метод позволяет вычислить вероятность включения того или иного регрессора из фиксированного набора независимых переменных в «наилучшую» линейную модель для заданной зависимой переменной. В качестве таковой выступает динамика индекса промышленного производства, а множество независимых переменных состоит из исходных показателей финансовой нестабильности и агрегированных индексов финансового стресса. В расчетах используется априорное g -распределение Зельнера, а пороговый уровень значимости (p -значение) для включения независимой переменной в первичную модель, начиная с которой алгоритм осуществляет поиск «наилучшей», составляет 0,60. На рис. 8 представлены вероятности включения каждой из набора независимых переменных в «наилучшую» модель, объясняющую динамику индекса промышленного производства.

Индекс финансового стресса, полученный с помощью динамического факторного анализа, демонстрирует практически стопроцентную вероятность включения в «наилучшую» объясняющую модель для российского индекса промышленного производства. Таким образом, альтернативный подход к выявлению сравнительной значимости индексов финансового стресса подтверждает наш предшествующий вывод о приоритетной роли DYNCRFACTOR на фоне других агрегированных индексов финансового стресса и исходных индикаторов.

¹⁴ Расчеты выполнены с помощью кода BMA для эконометрического пакета Gretl. См. подробнее: [Błażejowski, Kwiatkowski, 2015].

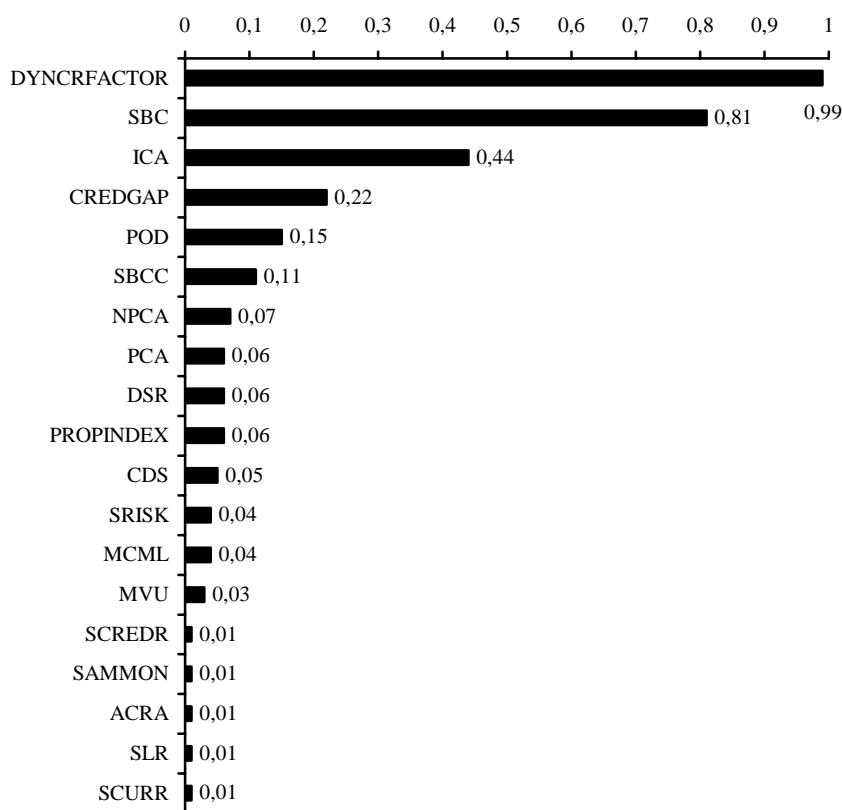


Рис. 8. Апостериорные вероятности включения исходных показателей финансовой нестабильности и агрегированных индексов финансового стресса в «наилучшую» модель, объясняющую динамику индекса промышленного производства

6. Взаимосвязь финансового стресса и деловой активности

В работах Чевика и соавторов [Cevik et al., 2013], а также Столбова и Щепелевой [Stolbov, Shchepeleva, 2016] обнаруживается негативное влияние авторских индексов финансового стресса для России на динамику индекса промышленного производства. С учетом сомнений насчет корректности методологии агрегирования по методу главных компонент, изложенных в разделе 1, видится естественным вновь поставить этот вопрос применительно к наиболее информативному индексу финансового стресса.

Для ответа на него, в отличие от упомянутых исследований, предлагается снова использовать метод локальных прогнозов как альтернативу оценке парных VAR-моделей. Такой подход позволит учесть влияние ряда других потенциально значимых переменных, которые способны микшировать взаимосвязь между индексом финансового стресса и динамикой индекса промышленного производства. Во-первых, для учета сырьевой специализации российской экономики вводится такой параметр, как средняя ежемесячная

цена нефти марки Brent (OIL). Для учета внешней финансовой конъюнктуры рассматривается индекс VIX, аппроксимирующий несклонность глобальных инвесторов к риску. Во-вторых, ввиду того, что исследуемый временной промежуток был неоднороден с точки зрения проводимой макроэкономической политики как в ведущих зарубежных странах, так и в России, а также насыщен событиями геополитического характера, которые могли оказать значимый эффект на финансовую стабильность, при реализации метода локальных прогнозов учитывались специальные индексы, отражающие неопределенность экономической политики (*economic policy uncertainty index*, EPU) [Baker et al., 2016] и геополитический риск (*geopolitical risk index*, GRI) [Caldara, Iacoviello, 2018] на глобальном и национальном уровнях. Оба индекса сконструированы путем анализа частоты упоминания специфических терминов, характеризующих колебания курса экономической политики и геополитическую напряженность, в ведущих международных и национальных деловых газетах. В случае России в качестве такого издания выступает газета «Коммерсант»¹⁵. Имеющаяся эмпирическая литература свидетельствует о том, что увеличение этих индексов отрицательно воздействует на финансовые рынки развитых экономик [Sun et al., 2017] и стран с формирующимся рынком, в том числе входящих в БРИКС [Balcilar et al., 2018], а также их макроэкономическую динамику [Cheng, Chiu, 2018].

Хотя перечень отобранных факторов, которые могут опосредовать воздействие национального индекса финансового стресса на динамику промышленного производства, возможно, не является исчерпывающим, устойчивость метода локальных прогнозов к ошибке спецификации «истинной» модели позволяет рассчитывать на корректные выводы, базирующиеся, как и в разделе 4, на проверке значимости кумулятивных обобщенных функций отклика на импульс на 10-месячном интервале. В табл. 7 приведены их *p*-значения, а графики – на рис. ПЗ Приложения (см. на сайте: https://ej.hse.ru/data/2019/01/30/1202977458/Stolbov_appendix.pdf).

Таблица 7.

Значимость кумулятивных обобщенных функций отклика на импульс при оценке взаимосвязи индекса DYNCRFACTOR, динамики индекса промышленного производства и сопутствующих параметров

	Показатели	Импульсы							
		DYNCRFACTOR	IP	OIL	VIX	EPUglob	EPUrus	GRIglob	GRIrus
Отклики	DYNCRFACTOR		0,24	0,45	0,17	0,59	0,65	0,66	0,72
	IP	0,01		0,57	0,03	0,57	0,75	0,84	0,84
	OIL	0,00	0,98		0,08	0,40	0,94	0,64	0,86
	VIX	0,25	0,29	0,48		0,41	0,76	0,95	0,87
	EPUglob	0,87	0,20	0,91	0,30		0,27	0,60	0,67
	EPUrus	0,78	0,90	0,25	0,92	0,77		0,84	0,72
	GRIglob	0,24	0,81	0,96	0,91	0,64	0,96		0,39
	GRIrus	0,66	0,93	0,33	0,83	0,85	0,89	0,82	

¹⁵ См. подробнее: http://www.policyuncertainty.com/russia_monthly.html и <https://www2.bc.edu/matteo-iacoviello/gpr.htm>

Индекс финансового стресса, в основе которого лежит динамическая факторная модель с одним фактором, приводит к снижению индекса промышленного производства, значимому на уровне 1%. Эта связь носит односторонний характер. Таким образом, полученный результат соответствует ранее проведенным исследованиям взаимосвязи финансового стресса и деловой активности в России. Рост индекса VIX также негативно отражается на динамике отечественного промышленного производства. Таким образом, деловая активность в реальном секторе российской экономики напрямую зависит как от внутренней, так и внешней финансовой конъюнктуры.

Обращает на себя внимание взаимное влияние индекса финансового стресса и уровня нефтяных цен. Оно выглядит, на первый взгляд, контринтуитивно: рост нефтяных цен приводит к нарастанию финансовой нестабильности, а затем сменяется снижением самих цен на нефть марки Brent под влиянием финансового стресса (см. рис. П2 на сайте: https://ej.hse.ru/data/2019/01/30/1202977458/Stolbov_appendix.pdf). Однако этот вывод согласуется с рядом недавних исследований, в которых показано, что перед кризисом рынок нефти, даже на фоне растущих котировок, является «проводником» финансового стресса, а сразу после начала кризиса он начинает получать ответные негативные импульсы ввиду ожиданий относительно снижения спроса на ресурсы, что влечет снижение нефтяных цен [Nazlioglu et al., 2015; Das et al., 2018]. Что касается глобальных и национальных индексов неопределенности экономической политики и геополитического риска, то в рамках использованного метода оценки они оказались несущественными факторами.

Заключительный этап данного эмпирического исследования связан с поиском ответа на вопрос, насколько долгосрочный характер носит выявленное отрицательное воздействие индекса финансового стресса на динамику индекса промышленного производства. Для этого применяется такой метод анализа временных рядов, как непрерывная вейвлет-трансформация (*continuous wavelet transform, CWT*)¹⁶. С помощью индикатора вейвлет-когерентности (*wavelet coherence*) можно выявить отношения опережения-запаздывания, а также наличие или отсутствие сонаправленности между финансовой нестабильностью и деловой активностью одновременно по временной и частотной шкалам¹⁷. Индикатор когерентности правомерно сравнивать с точечным коэффициентом корреляции двух переменных, которые предварительно подверглись вейвлет-декомпозиции по шкалам времени и частоты. Он может быть рассчитан для каждой точки в этой двумерной системе координат, поэтому для большей наглядности результатов целесообразно построить график вейвлет-когерентностей. Для индексов финансового стресса и промышленного производства он приведен на рис. 9¹⁸.

На вертикальной оси отмечены значения частоты (в месяцах), на горизонтальной – временные периоды. Чем больше числа по вертикальной оси, тем более низкочастотными (долговременными) являются интервалы. Стрелки отражают различные варианты сона-

¹⁶ Вейвлет – математическая функция, посредством которой анализируются частотные компоненты данных.

¹⁷ Для подробного ознакомления с методом непрерывной вейвлет-трансформации временных рядов и возможностями его применения в экономике и финансах см., например: [Aguilar-Congaria, Soares, 2014].

¹⁸ График построен с помощью пакета в среде Matlab, написанного Гринстедом [Grinsted et al., 2004]. См. подробнее <http://grinsted.github.io/wavelet-coherence/>

правленного либо противофазного изменения показателей. Если они указывают вправо вниз (влево вверх), то первая переменная (в данном случае, индекс финансового стресса) опережает индекс промышленного производства при сонаправленном (противофазном) изменении. При этом более светлые тона в данной системе координат соответствуют более тесной корреляционной взаимосвязи между переменными, т.е. индикаторы когерентности в этих областях выше. В демаркированных областях они являются статистически значимыми на 5-процентном уровне. Напротив, темные тона свидетельствуют о слабой или вовсе отсутствующей связи между переменными. Наконец, наиболее устойчивыми в рамках рассматриваемого временного периода (по горизонтальной шкале) считаются взаимосвязи, оказавшиеся внутри конусообразной области, так называемого «конуса влияния» (*cone of influence*).

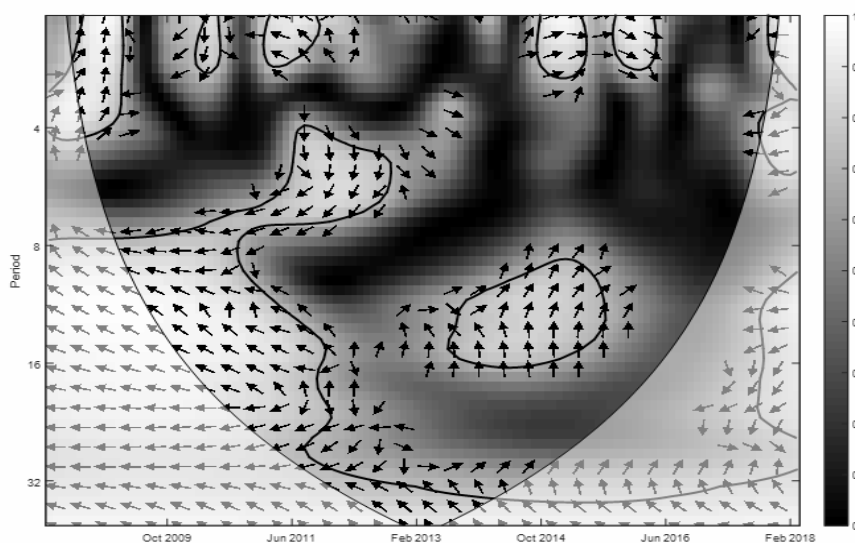


Рис. 9. Показатели когерентности индекса DYNCRFACTOR и динамики индекса промышленного производства

Из рис. 9 следует, что индексы финансового стресса и промышленного производства находятся преимущественно в противофазном движении, т.е. нарастание нестабильности сопряжено с понижательной динамикой выпуска, и наоборот. Большая часть стрелок направлена влево вверх, что говорит о том, что изменения в уровне финансовой нестабильности опережают изменения индекса промышленного производства. В краткосрочном периоде (длительностью до четырех месяцев) статистически значимая взаимосвязь между переменными носит неустойчивый по направлению и эпизодический по времени характер. Противофазная взаимосвязь с лидирующей ролью финансового стресса концентрируется в среднесрочном периоде (от 8 месяцев до полутора лет) с марта 2008 г. приблизительно до осени 2011 г. Примечательно, что в последующие периоды такая взаимосвязь становится более низкочастотной, т.е. долгосрочной, охватывая промежутки длительностью порядка трех лет. Этот результат демонстрирует долговременное влия-

ние финансового стресса на динамику деловой активности в России, которое, как следует из комбинированного анализа по временной и частотной шкалам, отмечается не только в условиях кризисов.

Долговременное негативное воздействие финансового стресса на промышленное производство, очевидно, обуславливает необходимость проведения Банком России активной макропруденциальной политики, причем в значительной степени превентивного характера. С учетом того, что наиболее информативный индекс финансового стресса сильнее всего связан с показателями суверенного и корпоративного кредитного риска, пристальное внимание следует уделять внедрению макропруденциальных мер, направленных на поддержание кредитоспособности экономических агентов и недопущению чрезмерно высоких показателей их долговой нагрузки.

7. Заключение

Традиционный подход к построению индексов финансового стресса, преобладающий в литературе и опирающийся на метод главных компонент, не вполне отражает специфику финансовой нестабильности – наличие «тяжелых хвостов» распределения цен активов и нелинейной динамики. Данная статья демонстрирует, какая методология (из набора семи альтернатив) позволяет построить наиболее информативный индекс финансового стресса с учетом этой специфики на базе 12 исходных показателей финансовой нестабильности за период с марта 2008 г. по март 2018 г.

Посредством двухшаговой процедуры отбора, опирающейся на метод локальных прогнозов и байесовское усреднение моделей, было установлено, что таковым индексом следует считать показатель, основанный на динамической факторной модели с выделением единственного фактора. Согласно эвристической метрике влияния, предложенной для сопоставления информативности вариантов индекса финансового стресса, он существенно превосходит стандартный метод главных компонент и его нелинейную модификацию. Наиболее тесно лидирующий индекс связан с исходными показателями суверенного и корпоративного кредитного риска.

Финансовый стресс оказывал угнетающее влияние на динамику промышленного производства в течение анализируемого временного интервала. Важно, что это негативное воздействие не было ограничено лишь кризисным периодом осени 2008 г. – весны 2009 г., а распространилось на посткризисные годы. При этом оно приняло более долгосрочный характер, охватывая интервалы длительностью порядка трех лет. Подобное персистентное влияние финансовой нестабильности актуализирует необходимость проведения активной макропруденциальной политики, спроецированной в первую очередь на поддержание кредитоспособности в финансовом и нефинансовом секторах российской экономики.

Дальнейшее развитие данного исследования должно быть ориентировано на выявление каналов воздействия наиболее информативного индекса финансового стресса на промышленное производство. Соответствующий эмпирический анализ может потребовать перехода к работе с микроданными и применения панельных регрессий и/или панельных векторных авторегрессионных моделей. Кроме того, с учетом неоднородности исходных индикаторов, лежащих в основе агрегированного индекса финансового стресса,

безусловный интерес представляет эконометрическая оценка эффектов перелива нестабильности из одного сегмента финансового сектора на другие, а также их влияния на макроэкономические показатели, например, с помощью векторных авторегрессионных моделей с ненаблюдаемыми факторами (Factor-augmented VAR, FAVAR).

* *

*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

Гамбаров Г.М., Мусаева М.У., Крупкина А.С. Индикатор рисков российского финансового рынка // Деньги и кредит. 2017. № 6. С. 29–38.

Козлов К., Синяков А. Индекс финансовой стабильности (ИФС) для России. Центр макроэкономических исследований Сбербанка РФ, июнь 2012.

Куликов Д.М., Баранова В.М. Индекс финансового стресса для финансовой системы России // Деньги и кредит. 2017. № 6. С. 39–48.

Пестова А.А., Панкова В.А., Ахметов Р.Р., Голощанова И.О. Разработка системы индикаторов финансовой нестабильности на основе высокочастотных данных // Деньги и кредит. 2017. № 6. С. 49–58.

Федорова Е.А. Методологические подходы к моделированию индекса финансовой стабильности (FCI) для российского финансового рынка // Финансы и кредит. 2015. № 5(629). С. 11–20.

Федорова Е.А., Мухин А.С., Довженко С.Е. Моделирование правила денежно-кредитной политики ЦБ РФ с использованием индекса финансового стресса // Журнал Новой экономической ассоциации. 2016. № 1(29). С. 84–105.

Aboura S., van Roye B. Financial Stress and Economic Dynamics: The Case of France // International Economics. 2017. Vol. 149. P. 57–73.

Aguiar-Conraria L., Soares M.J. The Continuous Wavelet Transform: Moving Beyond Univariate and Bivariate Analysis // Journal of Economic Surveys. 2014. Vol. 28(2). P. 344–375.

Auerbach A.J., Gorodnichenko Y. Output Spillovers from Fiscal Policy // American Economic Review. 2013. Vol. 103(3). P. 141–146.

Baker S.R., Bloom N., Davis S.J. Measuring Economic Policy Uncertainty // Quarterly Journal of Economics. 2016. Vol. 131(4). P. 1593–1636.

Balakrishnan R., Danninger S., Elekdag S., Tytell I. The Transmission of Financial Stress from Advanced to Emerging Economies // Emerging Markets Finance and Trade. 2011. Vol. 47 (sup. 2). P. 40–68.

Balcilar M., Bonato M., Demirel R., Gupta R. Geopolitical Risks and Stock Market Dynamics of the BRICS // Economic Systems. 2018. Vol. 42(2). P. 295–306.

Błażejowski M., Kwiatkowski J. Bayesian Model Averaging and Jointness Measures for Gretl // Journal of Statistical Software. 2015. Vol. 68(5). P. 1–24.

Caldara D., Iacoviello M. Measuring Geopolitical Risk. Mimeo. 2018.

Cardarelli R., Elekdag S., Lall S. Financial Stress and Economic Contractions // Journal of Financial Stability. 2011. Vol. 7(2). P. 78–97.

Cevik E., Dibooglu S., Kutan A.M. Measuring Financial Stress in Transition Economies // Journal of Financial Stability. 2013. Vol. 9(4). P. 597–611.

Chadwick M., Oztürk H. Measuring Financial Systemic Stress for Turkey: A Search for the Best Composite Indicator: Central Bank of the Republic of Turkey Working Paper № 18/16. October 2018.

Cheng C., Chiu C.-W. How Important Are Geopolitical Risks to Emerging Countries? // International Economics. 2018. Forthcoming. DOI: 10.1016/j.inteco.2018.05.002.

- Das D., Kumar S.B., Tiwari A.K., Shahbaz M., Hasim H.M.* On the Relationship of Gold, Crude Oil, Stocks with Financial Stress: Causality-in-Quantiles Approach // *Finance Research Letters*. 2018. Forthcoming. DOI: 10.1016/j.frl.2018.02.030.
- Dovern J., van Roye B.* International Transmission and Business-cycle Effects of Financial Stress // *Journal of Financial Stability*. 2014. Vol. 13. P. 1–17.
- Duprey T., Klaus B., Peltonen T.* Dating Systemic Stress Episodes in the EU Countries // *Journal of Financial Stability*. 2017. Vol. 32. P. 30–56.
- Gertler M., Gilchrist S.* What Happened: Financial Factors in the Great Recession: NBER Working Paper № 24746. June 2018.
- Giglio S., Kelly B., Pruitt S.* Systemic Risk and the Macroeconomy: An Empirical Investigation // *Journal of Financial Economics*. 2016. Vol. 119(3). P. 457–471.
- Grinsted A., Moore J., Jevrejeva S.* Application of the Cross-Wavelet Transform and Wavelet Coherence to Geophysical Time Series // *Nonlinear Processes in Geophysics*. 2004. Vol. 11. P. 561–566.
- Hakkio C., Keeton W.* Financial Stress: What Is It, How Can it Be Measured, and Why Does it Matter? // *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*. 2009. Iss. Q II. P. 5–50.
- Holló D., Kramer M., Lo Duca M.* CISS – A Composite Indicator of Systemic Stress in the Financial System: ECB Working Paper № 1426. March 2012.
- Hyvärinen A., Karhunen J., Oja E.* Independent Component Analysis. Wiley, 2001.
- Illing M., Liu J.* Measuring Financial Stress in a Developed Country: An Application to Canada // *Journal of Financial Stability*. 2006. Vol. 2(3). P. 243–265.
- Jordá O.* Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections // *American Economic Review*. 2005. Vol. 95(1). P. 161–182.
- Jordá O.* Simultaneous Confidence Regions for Impulse Responses // *Review of Economics and Statistics*. 2009. Vol. 91(3). P. 629–647.
- Jordá O., Schularick M., Taylor A.M.* When Credit Bites Back // *Journal of Money, Credit and Banking*. 2013. Vol. 45(s2). P. 3–28.
- Kliesen K.L., Owyang M., Vermann E.K.* Disentangling Diverse Measures: A Survey of Financial Stress Indexes: Federal Reserve Bank of St. Louis Review. September 2012. P. 369–398.
- Mardia K.V., Kent J.T., Bibby J.M.* Multivariate Analysis. Academic Press, 1979.
- Monin P.* The OFR Financial Stress Index: Office of Financial Research Working Paper № 17-04. October 2017.
- Nazlioglu S., Soytas U., Gupta R.* Oil Prices and Financial Stress: A Volatility Spillover Analysis // *Energy Policy*. 2015. Vol. 82. P. 278–288.
- Oet M.V., Gramlich D., Sarlin P.* Evaluating Measures of Adverse Financial Conditions // *Journal of Financial Stability*. 2016. Vol. 27. P. 234–249.
- Park C.-Y., Mercado R.* Determinants of Financial Stress in Emerging Market Economies // *Journal of Banking & Finance*. 2014. Vol. 45. P. 199–224.
- Pützmann L.* Patterns of Panic: Financial Crisis Language in Historical Newspapers. Mimeo. 2018. Available at SSRN: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3156287.
- Ramey V.A., Zubairy S.* Government Spending Multipliers in Good Times and Bad: Evidence from US Historical Data // *Journal of Political Economy*. 2018. Vol. 126(2). P. 850–901.
- Romer C.D., Romer D.H.* Why Some Times Are Different: Macroeconomic Policy and the Aftermath of Financial Crises // *Economica*. 2018. Vol. 85(337). P. 1–40.
- Scholz M.* Validation of Nonlinear PCA // *Neural Processing Letters*. 2012. Vol. 36(1). P. 21–30.
- Schleer F., Semmler W.* Financial Sector and Output Dynamics in the Euro Area: Non-Linearities Reconsidered // *Journal of Macroeconomics*. 2015. Vol. 46. P. 235–263.
- Shmueli G.* To Explain or To Predict? // *Statistical Science*. 2010. Vol. 25(3). P. 289–310.
- Stock J.H., Watson M.W.* Dynamic Factor Models // *Oxford Handbook of Economic Forecasting* / ed. by M. Clements, D. Hendry. Oxford University Press, 2011.
- Stolbov M., Shchepelova M.* Financial Stress in Emerging Markets: Patterns, Real Effects, and Cross-Country Spillovers // *Review of Development Finance*. 2016. Vol. 6(1). P. 71–81.

Sun X., Yao X., Wang J. Dynamic Interaction between Economic Policy Uncertainty and Financial Stress: A Multi-scale Correlation Framework // *Finance Research Letters*. 2017. Vol. 21. P. 214–221.

Van der Maaten L., Postma E., van den Herik J. Dimensionality Reduction: A Comparative Review. Mimeo. 2009.

Van Roye B. Financial Stress and Economic Activity in Germany // *Empirica*. 2014. Vol. 41(1). P. 101–126.

Vermeulen R., Hoerberichts M., Vasicek B., Zigrainova D., Smidkova K., de Haan J. Financial Stress Indices and Financial Crises // *Open Economies Review*. 2015. Vol. 26. P. 383–406.

Constructing a Financial Stress Index for Russia: New Approaches

Mikhail Stolbov

Moscow State Institute of International Relations (MGIMO University),
76, Vernadskogo av., Moscow, 119454, Russian Federation.
E-mail: stolbov_mi@mail.ru

The paper introduces a new monthly index of financial stress for Russia for the March 2008 – March 2018 period. The index is based on 12 well-established and mostly publicly available standalone metrics of financial instability, including credit-to-GDP gap, debt-service-ratio and real estate price index, provided by the BIS. I seek an optimal method to aggregate the metrics to derive a composite index. Based on the local projections technique [Jordá, 2005, 2009] and Bayesian model averaging, I show that conventional aggregation methods such as principal component analysis (PCA) can be outperformed by the approaches, better capturing the nonlinear and non-Gaussian nature of the standalone indicators of financial instability. Namely, the dynamic factor model with a single factor fares best of all the considered methods.

The composite index based on the dynamic factor model accurately captures the dynamics of financial instability in the Russian financial sector, with the peaks occurring in the late 2008 and the late 2014 – early 2015. I also show that the financial stress index exerts an adverse effect on industrial production alongside the VIX index, explicitly accounting for oil prices, global and domestic indices of economic policy uncertainty as well as geopolitical risk. This negative effect of financial stress exhibits persistence in the medium run.

Key words: financial stress index; dimensionality reduction; principal component analysis; dynamic factor model; machine learning; method of local projections; Bayesian model averaging.

JEL Classification: G17, C32, C58.

* *
*

References

- Gambarov G.M., Musaeva M.U., Krupkina A.S. (2017) Indikator riskov rossijskogo finansovogo rynka [Russian Financial Market Risk Index]. *Money and Credit*, 6, pp. 29–38.
- Kozlov K., Sinyakov A. (2012) *Indeks finansovoj stabil'nosti (IFS) dlya Rossii* [Financial Stability Index for Russia]. Centr makroekonomicheskikh issledovanij Sberbanka RF.
- Kulikov D.M., Baranova V.M. (2017) Indeks finansovogo stressa dlya finansovoj sistemy Rossii [Financial stress index for Russian Financial System]. *Money and Credit*, 6, pp. 39–48.
- Pestova A.A., Pankova V.A., Ahmetov R.R., Goloshchapova I.O. (2017) Razrabotka sistemy indikatorov finansovoj nestabil'nosti na osnove vysokochastotnyh dannyh [Developing a System of Financial Instability Indices Based on High Frequency Data]. *Money and Credit*, 6, pp. 49–58.
- Fedorova E.A. (2015) Metodologicheskie podhody k modelirovaniyu indeksa finansovoj stabil'nosti (FCI) dlya rossijskogo finansovogo rynka [Methodological Approaches to Building the Financial Sustainability Index for the Russian Financial Market]. *Finance and Credit*, 5, 629, pp. 11–20.
- Fedorova E.A., Mukhin A.S., Dovzhenko S.E. (2016) Modelirovanie pravila denezhno-kreditnoj politiki CB RF s ispol'zovaniem indeksa finansovogo stressa [Modeling Rules of Monetary Policy of the Central Bank of the Russian Federation with the Financial Stress Index]. *Journal of the New Economic Association*, 1, 29, pp. 84–105.
- Aboura S., van Roye B. (2017) Financial Stress and Economic Dynamics: The Case of France. *International Economics*, 149, pp. 57–73.
- Aguiar-Conraria L., Soares M.J. (2014) The Continuous Wavelet Transform: Moving Beyond Univariate and Bivariate Analysis. *Journal of Economic Surveys*, 28, 2, pp. 344–375.
- Auerbach A.J., Gorodnichenko Y. (2013) Output Spillovers from Fiscal Policy. *American Economic Review*, 103, 3, pp. 141–146.
- Baker S.R., Bloom N., Davis S.J. (2016) Measuring Economic Policy Uncertainty. *Quarterly Journal of Economics*, 131, 4, pp. 1593–1636.
- Balakrishnan R., Danninger S., Elekdag S., Tytell I. (2011) The Transmission of Financial Stress from Advanced to Emerging Economies. *Emerging Markets Finance and Trade*, 47, sup. 2, pp. 40–68.
- Balcilar M., Bonato M., Demirer R., Gupta R. (2018) Geopolitical Risks and Stock Market Dynamics of the BRICS. *Economic Systems*, 42, 2, pp. 295–306.
- Błażejowski M., Kwiatkowski J. (2015) Bayesian Model Averaging and Jointness Measures for Greta. *Journal of Statistical Software*, 68, 5, pp. 1–24.
- Caldara D., Iacoviello M. (2018) *Measuring Geopolitical Risk*. Mimeo.
- Cardarelli R., Elekdag S., Lall S. (2011) Financial Stress and Economic Contractions. *Journal of Financial Stability*, 7, 2, pp. 78–97.
- Cevik E., Dibooglu S., Kutan A.M. (2013) Measuring Financial Stress in Transition Economies. *Journal of Financial Stability*, 9, 4, pp. 597–611.
- Chadwick M., Oztürk H. (2018) *Measuring Financial Systemic Stress for Turkey: A Search for the Best Composite Indicator*. Central Bank of the Republic of Turkey Working Paper no 18/16, October.
- Cheng C., Chiu C.-W. (2018) How Important Are Geopolitical Risks to Emerging Countries? *International Economics*, forthcoming, DOI: 10.1016/j.inteco.2018.05.002.
- Das D., Kumar S.B., Tiwari A.K., Shahbaz M., Hasim H.M. (2018) On the Relationship of Gold, Crude Oil, Stocks with Financial Stress: Causality-in-Quantiles Approach. *Finance Research Letters*, forthcoming, DOI: 10.1016/j.frl.2018.02.030.
- Dovern J., van Roye B. (2014) International Transmission and Business-cycle Effects of Financial Stress. *Journal of Financial Stability*, 13, pp. 1–17.
- Duprey T., Klaus B., Peltonen T. (2017) Dating Systemic Stress Episodes in the EU countries. *Journal of Financial Stability*, 32, pp. 30–56.

- Gertler M., Gilchrist S. (2018) *What Happened: Financial Factors in the Great Recession*. NBER Working Paper no 24746, June.
- Giglio S., Kelly B., Pruitt S. (2016) Systemic Risk and the Macroeconomy: An Empirical Investigation. *Journal of Financial Economics*, 119, 3, pp. 457–471.
- Grinsted A., Moore J., Jevrejeva S. (2004) Application of the Cross-Wavelet Transform and Wavelet Coherence to Geophysical Time Series. *Nonlinear Processes in Geophysics*, 11, pp. 561–566.
- Hakkio C., Keeton W. (2009) Financial Stress: What Is It, How Can it Be Measured, and Why Does it Matter? *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, iss. Q II, pp. 5–50.
- Holló D., Kramer M., Lo Duca M. (2012) *CISS – A Composite Indicator of Systemic Stress in the Financial System*. ECB Working Paper no 1426, March.
- Hyvärinen A., Karhunen J., Oja E. (2001) *Independent Component Analysis*. Wiley.
- Illing M., Liu J. (2006) Measuring Financial Stress in a Developed Country: An Application to Canada. *Journal of Financial Stability*, 2, 3, pp. 243–265.
- Jordá O. (2005) Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections. *American Economic Review*, 95, 1, pp. 161–182.
- Jordá O. (2009) Simultaneous Confidence Regions for Impulse Responses. *Review of Economics and Statistics*, 91, 3, pp. 629–647.
- Jordá O., Schularick M., Taylor A.M. (2013) When Credit Bites Back. *Journal of Money, Credit and Banking*, 45, s2, pp. 3–28.
- Kliesen K.L., Owyang M., Vermann E.K. (2012) Disentangling Diverse Measures: A Survey of Financial Stress Indexes. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, September, pp. 369–398.
- Mardia K.V., Kent J.T., Bibby J.M. (1979) *Multivariate Analysis*. Academic Press.
- Monin P. (2017) *The OFR Financial Stress Index*. Office of Financial Research Working Paper no 17-04, October.
- Nazlioglu S., Soytas U., Gupta R. (2015) Oil Prices and Financial Stress: A Volatility Spillover Analysis. *Energy Policy*, 82, pp. 278–288.
- Oet M.V., Gramlich D., Sarlin P. (2016) Evaluating Measures of Adverse Financial Conditions. *Journal of Financial Stability*, 27, pp. 234–249.
- Park C.-Y., Mercado R. (2014) Determinants of Financial Stress in Emerging Market Economies. *Journal of Banking & Finance*, 45, pp. 199–224.
- Pützmann L. (2018) *Patterns of Panic: Financial Crisis Language in Historical Newspapers*. Mimeo. Available at SSRN: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3156287.
- Ramey V.A., Zubairy S. (2018) Government Spending Multipliers in Good Times and Bad: Evidence from US Historical Data. *Journal of Political Economy*, 126, 2, pp. 850–901.
- Romer C.D., Romer D.H. (2018) Why Some Times Are Different: Macroeconomic Policy and the Aftermath of Financial Crises. *Economica*, 85, 337, pp. 1–40.
- Scholz M. (2012) Validation of Nonlinear PCA. *Neural Processing Letters*, 36, 1, pp. 21–30.
- Schleer F., Semmler W. (2015) Financial Sector and Output Dynamics in the Euro Area: Non-Linearities Reconsidered. *Journal of Macroeconomics*, 46, pp. 235–263.
- Shmueli G. (2010) To Explain or To Predict? *Statistical Science*, 25, 3, pp. 289–310.
- Stock J.H., Watson M.W. (2011) Dynamic Factor Models. *Oxford Handbook of Economic Forecasting* (eds. M. Clements, D. Hendry), Oxford University Press.
- Stolbov M., Shchepeleva M. (2016) Financial Stress in Emerging Markets: Patterns, Real Effects, and Cross-Country Spillovers. *Review of Development Finance*, 6, 1, pp. 71–81.
- Sun X., Yao X., Wang J. (2017) Dynamic Interaction between Economic Policy Uncertainty and Financial Stress: A Multi-scale Correlation Framework. *Finance Research Letters*, 21, pp. 214–221.
- Van der Maaten L., Postma E., van den Herik J. (2009) *Dimensionality Reduction: A Comparative Review*. Mimeo.
- Van Roye B. (2014) Financial Stress and Economic Activity in Germany. *Empirica*, 41, 1, pp. 101–126.
- Vermeulen R., Hoerberichts M., Vasicek B., Zigraviova D., Smidkova K., de Haan J. (2015) Financial Stress Indices and Financial Crises. *Open Economies Review*, 26, pp. 383–406.