

Макроэкономика

МЕЖСТРАНОВОЙ ОПЫТ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ И КРЕДИТНЫХ КРИЗИСОВ И ЕГО ПРИМЕНЕНИЕ ДЛЯ РОССИИ

Михаил МАМОНОВ, Анна ПЕСТОВА, Вера ПАНКОВА, Ренат АХМЕТОВ

Михаил Евгеньевич Мамонов — кандидат экономических наук, директор Центра исследований международной экономики Института международных исследований, МГИМО МИД России (119454, РФ, Москва, пр. Вернадского, 76); PhD-кандидат CERGE-EI, Карлов университет (Czech Republic, 111 21, Prague, Politických vězňů, 7). E-mail: mikhail.mamonov@cerge-ei.cz

Анна Андреевна Пестова — кандидат экономических наук, старший научный сотрудник Центра исследований международной экономики Института международных исследований, МГИМО МИД России (19454, РФ, Москва, пр. Вернадского, 76); PhD-кандидат CERGE-EI, Карлов университет (Czech Republic, 111 21, Prague, Politických vězňů, 7). E-mail: anna.pestova@cerge-ei.cz

Вера Александровна Панкова — эксперт, Центр макроэкономического анализа и краткосрочного прогнозирования (117418, РФ, Москва, Нахимовский пр., 47); научный сотрудник лаборатории анализа и прогноза экономических процессов Центра фундаментальных исследований, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» (101000, РФ, Москва, Мясницкая ул., 20). E-mail: vpankova@forecast.ru

Ренат Рамилович Ахметов — эксперт, Центр макроэкономического анализа и краткосрочного прогнозирования (117418, РФ, Москва, Нахимовский пр., 47); научный сотрудник лаборатории анализа и прогноза экономических процессов Центра фундаментальных исследований, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» (101000, РФ, Москва, Мясницкая ул., 20). E-mail: rakhmetov@forecast.ru

Аннотация

Макроэкономические кризисы длятся дольше, если они происходят одновременно с системными банковскими кризисами. Это ставит вопрос о предсказании не каждого из двух событий по отдельности, а их совместной реализации. Имеет смысл говорить и о том, в какой мере межстрановой опыт в этом направлении может быть полезен для прогнозирования подобных сдвоенных событий в России. Используя квартальные данные по девятнадцати развитым странам и России за период с I квартала 1994 года по IV квартал 2018-го, авторы строят систему из двух динамических пробит-моделей, которая позволяет учесть ненаблюдаемые (не включенные в модель) факторы, влияющие одновременно на оба цикла, через кросс-корреляцию ошибок в уравнениях вероятности возникновения макроэкономической рецессии и кредитного кризиса. Результаты показывают, что модели, построенные на выборке из девятнадцати развитых экономик и России, позволяют весьма точно предсказывать для последней как одиночные события (экономические рецессии и кредитные кризисы), так и эпизоды их совместной реализации. В частности, построенная модель позволяет корректно предсказать 100% совместных кризисных и 92% совместных бескризисных эпизодов в рамках обучающей выборки, 86% совместных кризисных и 90% совместных бескризисных эпизодов в рамках тестовой выборки для России. Полученные результаты, во-первых, свидетельствуют о том, что межстрановой опыт является полезным для прогнозирования сдвоенных кризисов в отдельно взятой стране (России); во-вторых, дополняют существующую эмпирическую литературу по прогнозированию рецессий и кредитных кризисов на межстрановых данных.

Ключевые слова: кризисы, бизнес-циклы, кредитные циклы, система динамических пробит-моделей, прогнозирование поворотных точек, вневыборочный прогноз.

JEL: C34, G21, G33.

Авторы выражают благодарность Алексею Рыбалке (ЦМАКП) и Артему Дешко (ЦМАКП) за помощь в работе над статьей, а также рецензенту журнала «Экономическая политика», чьи замечания позволили существенно улучшить работу.

Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ в рамках научного проекта 18-310-20015.

Введение

Многие исследователи отмечают, что нарушение работоспособности финансовой системы лежит в основе мирового экономического кризиса 2007–2009 годов [Chodorow-Reich, 2014; Gertler, Kiyotaki, 2011] и большого числа других кризисных эпизодов в разных странах мира [Aikman et al., 2015; Schularick, Taylor, 2012]. Более того, макроэкономические рецессии оказываются глубже и длительнее, когда они сопровождаются банковскими (кредитными) кризисами [Jorda et al., 2013; Reinhart, Rogoff, 2009]. Эмпирическая литература по экономическим кризисам показывает, что, с одной стороны, за два последних десятилетия исследователи существенно продвинулись в предсказании рецессий, банковских и валютных кризисов в США [Estrella, Mishkin, 1998; Kauppi, Saikkonen, 2008; Liu, Moench, 2016] и других странах [Ahrens, 2002; Antunes et al., 2018; Schularick, Taylor, 2012]. С другой — не так много работ, в которых авторы предсказывали бы кризисные события *одновременно*: оценивали совместную вероятность макроэкономической рецессии и кредитного кризиса в одной системе на межстрановой выборке.

Примеры таких исследований, где предпринята попытка оценивать совместные вероятности нескольких кризисных событий, — работы [Babecký et al., 2014; Falcetti, Tudela, 2008; Kaminsky, Reinhart, 1999]. Однако их авторы в большей степени уделяли внимание предсказанию валютных и банковских кризисов (так называемых *twin crisis*), чем определению поворотных точек кредитных и бизнес-циклов.

В настоящей работе мы стремимся восполнить этот пробел в эмпирической литературе. Для этого мы используем два метода — индивидуальные пробит-модели (*univariate probit*) и систему двух пробит-моделей (*bivariate probit*). Наша цель — выявить, позволяет ли применение системы пробит-моделей, в которую входят одновременно уравнения макроэкономической рецессии и кредитных кризисов, получить более точный прогноз совместной реализации этих кризисных событий по сравнению с индивидуальными пробит-моделями. Оба типа моделей включают одинаковый стандартный набор предикторов кризиса, подробно описанных в литературе. При этом в системе пробит-моделей также учитывается и кросс-корреляция между ошибками в уравнениях вероятности макроэкономической рецессии и кредитного кризиса. Ошибки в уравнениях отражают пропущенные переменные или ненаблюдаемые факторы, которые приводят к возникновению кризисных событий (например, политические, институциональные, поведенческие и прочие особенности экономик).

В то же время кросс-корреляция ошибок позволяет учесть в гибкой (неструктурной) форме трансмиссию шоков от финансового сектора к реальному и в обратную сторону. Таким образом, если, например, возникает неожиданное увеличение вероятности кредитного кризиса, то в системе пробит-моделей этот шок будет передаваться во второе уравнение, что приведет к повышению вероятности возникновения макроэкономической рецессии. Подобный механизм передачи шоков невозможно было бы учесть в одиночной модели. Сравнивая предсказательную силу обеих моделей, оцененных с одинаковым набором объясняющих переменных, мы можем выявить добавленную стоимость подобного передаточного механизма.

Кроме того, используя данные по девятнадцати развитым странам, мы пытаемся выяснить, помогают ли модели, оцененные на выборке по развитым странам, предсказывать поворотные точки кредитного и бизнес-циклов для России. Такая постановка исследовательского вопроса обусловлена рядом причин. Использование межстрановых данных по развитым экономикам позволяет, во-первых, учесть большее количество кризисных событий в оцениваемых моделях, что способствует повышению их устойчивости. Во-вторых, более продолжительные временные ряды по развитым странам дают возможность проследить динамику их развития и применить их опыт для России.

Для оценки моделей мы использовали панельные данные по девятнадцати развитым странам и России за период с I квартала 1994 года по IV квартал 2018-го. Прежде всего мы применили BVQ-алгоритм [Harding, Pagan, 2002] для расчета бинарных переменных, которые отражают бизнес- и кредитные циклы (BC и CC соответственно). Далее были оценены две индивидуальные пробит-регрессии: одна для бизнес-цикла, вторая — для кредитного цикла. На основе полученных модельных оценок были рассчитаны индивидуальные вероятности возникновения макроэкономической рецессии и кредитного кризиса и затем — вероятность одновременно возникновения обоих событий. Эта вероятность по построению не учитывает передачу шоков между анализируемыми процессами. После этого мы оценили систему пробит-моделей и получили оценку вероятности совместной реализации этих же двух событий, учитывающую передачу шоков. Расчет вероятностей был осуществлен как внутри выборки (на полном горизонте доступных наблюдений, *in-sample*), так и вне ее (оценка моделей до 2012 года и прогноз вероятностей на период с 2013 года, *out-of-sample*).

В более ранних работах было показано, что динамические пробит-модели позволяют получить более точные оценки и прогнозы кризисных событий [Antunes et al., 2018; Kauppi, Saikkonen,

2008]. Поэтому в настоящем исследовании мы оценивали не только статическую, но и динамическую спецификацию пробит-моделей при помощи включения лага зависимой переменной как в случае одиночных моделей, так и в случае системы уравнений.

В работах российских авторов до сих пор не так много внимания уделялось прогнозированию бизнес-циклов, тем более в их связке с кредитными циклами. Так, в работах [Пестова, 2013; Pestova, 2015] исследуются бизнес-циклы на межстрановом уровне с фокусом на изучении предсказательной силы финансовых переменных, но не уделяется внимания кредитным циклам. В работах [Дубовский и др., 2015; Смирнов и др., 2015] авторы сфокусированы на России и особенностях датировки бизнес-цикла в последние десятилетия, но не затрагивают ни межстрановой аспект, ни кредитные циклы. Работы в смежной сфере касаются вопросов прогнозирования динамики выпуска в российской экономике на основе динамических факторных моделей [Ачкасов, 2016; Демидов, 2008; Поршаков и др., 2016; Стырин, Потапова, 2009], что позволяет делать предсказания относительно смены фаз бизнес-цикла, но это не является их фокусом.

Настоящая статья построена следующим образом. В первом разделе описана методология исследования. Второй раздел содержит описание источников и формата данных, а также набора используемых переменных. Результаты оценки индивидуальных пробит-моделей и системы пробит-моделей для бизнес- и кредитного циклов, а также сравнительный анализ прогнозной силы этих моделей для выборки в целом и отдельно для России представлены в третьем разделе. В четвертом разделе проводится анализ устойчивости базовой спецификации модели.

1. Методология исследования: от индивидуальных к многомерным пробит-моделям экономических кризисов

Пробит-модели рецессий и кредитных кризисов

Мы начинаем анализ с оценки индивидуальных пробит-моделей с фиксированными эффектами. Первая — модель вероятности возникновения макроэкономической рецессии, вторая — модель вероятности возникновения кредитного кризиса. В обеих регрессиях применяется одинаковый набор предикторов, которые были использованы в предшествующих работах, посвященных предсказанию фаз бизнес- и кредитных циклов [Christiansen et al., 2014; Estrella, Mishkin, 1998; Kauppi, Saikkonen, 2008; Schularick, Taylor, 2012]. Кроме того, мы оцениваем обе модели как с учетом, так и без учета лага зависимой переменной среди объясняющих пере-

менных и сравниваем их прогнозную силу. Это позволяет определить роль инерции в процессе восстановления экономики и кредитного рынка после наступления соответствующего кризисного эпизода. Оцениваемые модели выглядят следующим образом:

$$\begin{aligned} Pr(Y_{it}^{BC} = 1 | \alpha_i^{BC}, X_{it-k}, Y_{it-k}^{BC}) &= \Phi(\alpha_i^{BC} + \beta_1 X_{it-k} + \gamma_1 Y_{it-k}^{BC} + \epsilon_{it}^{BC}) \\ Pr(Y_{it}^{CC} = 1 | \alpha_i^{CC}, X_{it-k}, Y_{it-k}^{CC}) &= \Phi(\alpha_i^{CC} + \beta_2 X_{it-k} + \gamma_2 Y_{it-k}^{CC} + \epsilon_{it}^{CC}) \\ Corr(\epsilon_{it}^{BC}, \epsilon_{it}^{CC}) &= \rho, \end{aligned}$$

где i — страна;

t — квартал;

$\Phi()$ — интегральная функция стандартного нормального распределения;

Y_{it}^{BC} — бинарная переменная, отражающая состояние экономики, то есть фазу бизнес-цикла (если $Y_{it}^{BC} = 1$, то экономика страны i находится в стадии рецессии в квартале t ; если $Y_{it}^{BC} = 0$, то в фазе роста);

Y_{it}^{CC} — бинарная переменная, аналогичным образом отражающая фазу кредитного цикла. Обе бинарные переменные построены с помощью применения ВВQ-алгоритма из работы [Harding, Pagan, 2002] к квартальным данным годовых темпов прироста реального ВВП и кредитов банковского сектора соответственно (см. раздел 2);

$X_{i,t-k}$ — набор объясняющих переменных для страны i в квартале $t - k$;

k — порядок лага, принимающий значения от одного до четырех кварталов. В базовой спецификации модели мы установили $k = 1$. Более глубокие лаги (от двух до четырех кварталов) рассмотрены в четвертом разделе, посвященном оценке устойчивости результатов;

α_j^i — ненаблюдаемая компонента, специфичная для страны i (фиксированный эффект), которая отражает характерную для нее подверженность макроэкономическим шокам ($j = BC$) и кредитным кризисам ($j = CC$);

e_{it}^j — регрессионная ошибка в уравнении j ;

параметр ρ отражает корреляцию между ошибками обоих уравнений. В случае двух одномерных моделей $\rho = 0$, а в случае перехода к системе двух пробит-моделей $\rho \neq 0$. Возможны две ситуации: $\rho > 0$ предполагает, что ненаблюдаемые факторы движут бизнес- и кредитными циклами в одном направлении, $\rho < 0$ — в противоположных.

Исходя из свойств обоих циклов, мы ожидаем положительную кросс-корреляцию, отражающую трансмиссию одного типа кризиса в другой и обратно (в работах [Claessens et al., 2012; Drehmann

et al., 2012] выявлено, что финансовые циклы усиливают рецессии).

Для формирования набора контрольных переменных $X_{i,t-k}$ мы проанализировали недавние исследования [Aikman et al., 2015; Alessi, Detken, 2018; Antunes et al., 2018; Babecký et al., 2014; Christiansen et al., 2014; Nyberg, 2010] и выделили следующие пять ключевых переменных.

Первая переменная — *спред доходности активов* (разница между долгосрочной и краткосрочной доходностями активов аналогичного уровня качества/риска) является одним из наиболее информативных индикаторов рецессии. Как было показано, в частности, в [Christiansen et al., 2014; Kauppi, Saikkonen, 2008; Liu, Moench, 2016], более низкое значение спреда доходности в текущем периоде ассоциируется с более высокой вероятностью возникновения макроэкономической рецессии в будущем. Это связано с тем, что экономические агенты в меньшей степени склонны инвестировать на долгосрочной основе и предпочитают вложения на короткий срок (которые более ликвидны), поскольку ожидают неблагоприятной экономической и финансовой динамики в будущем. Это же согласуется с выводами работы [Lopez-Salido et al., 2017], которая показывает, что снижение спредов в текущем периоде предсказывает их рост в будущем и предстоящее наступление рецессии.

Вторая переменная — *динамика фондового рынка*. Повышение темпов роста фондового рынка сокращает вероятность экономического кризиса, поскольку экономические агенты оценивают подобную ситуацию как выгодную для вложений в текущем периоде в ожидании дальнейшего роста стоимости ценных бумаг и соответствующих дивидендов в будущем [Estrella, Mishkin, 1998; Ng, 2012].

Третья переменная — *индикаторы уверенности компаний и домохозяйств*. Они тесно коррелируют с будущей фазой бизнес-цикла, более высокие значения этих показателей соответствуют тому, что экономические агенты позитивно оценивают экономическую ситуацию и в перспективе ожидают экономического роста [Christiansen et al., 2014]. Также некоторые исследователи включают в модель сводные опережающие индикаторы макроэкономической рецессии [Ng, 2012].

Четвертая переменная — *собственно темп роста ВВП*. Динамика выпуска в текущем периоде несет в себе информационный сигнал о предстоящей фазе бизнес- и кредитного циклов. С одной стороны, в [Estrella, Mishkin, 1998] показано, что более быстрый рост ВВП положительно коррелирует с последующей возрастающей фазой бизнес-цикла. Однако с другой, как следует из выво-

дов работы [Alessi, Detken, 2018], более интенсивный рост ВВП в текущем периоде имеет обратную взаимосвязь со стабильностью кредитного рынка в будущем. Это обусловлено накоплением чрезмерных рисков экономическими агентами, которые могут быть слишком оптимистичны. Оно ведет к спаду экономической активности и кредитному кризису в будущем.

Пятая переменная — *рост объемов банковского кредитования*, который может оказаться чрезмерным, привести к развитию кредитного кризиса [Aikman et al., 2015; Schularick, Taylor, 2012] и возникновению макроэкономической рецессии [Jorda et al., 2013].

Определение кризисных событий

Определение фактических кризисных событий было приведено в предыдущем разделе при описании *BC* и *CC* бинарных переменных. Однако в настоящем исследовании нам важно также выявить все эпизоды, когда оба события — макроэкономическая рецессия и кредитный кризис — происходят одновременно.

В отличие от фактического кризисного события определение модельного кризисного события зависит от того, рассматриваем ли мы индивидуальные пробит-модели или их систему. В одномерном случае смоделированное кризисное событие представляет собой ситуацию, в которой либо $BC = 1$, либо $CC = 1$. Далее рассчитывается произведение этих двух событий в предположении об их независимости друг от друга. В случае системы пробит-моделей аналогом этого произведения является смоделированное предсказание совместного события ($BC = 1$ и $CC = 1$), учитывающего кросс-корреляцию между *BC* и *CC*. Следовательно, в случае системы пробит-моделей все остальные события, когда хотя бы один из показателей не равен единице, то есть $BC \neq 1$ и (или) $CC \neq 1$, трактуются как бескризисные.

Весьма существенным для прогнозирования является выбор порога вероятности, который позволяет отделить кризисные события от бескризисных. Схема расчета этих пороговых значений стандартна — как для обучающей выборки, так и для получения вневыборочного прогноза. Оценив вероятности реализации рецессий и кредитных кризисов в одиночных пробит-моделях и в системе пробит-уравнений, мы определяем оптимальный порог вероятности, который минимизирует взвешенную сумму ошибок прогнозирования (*I* и *II* рода) сначала на обучающей, а затем и на тестовой выборке. Мы не делаем предположений, учет какого из типов ошибок является более важным при проведении экономической политики, и устанавливаем равные веса для каждого из них.

После калибровки оптимального порога рассчитываются стандартные показатели, описывающие прогнозные качества эконометрических моделей, такие как чувствительность (True Positive Rate, TPR) и специфичность (True Negative Rate, TNR). TPR — это доля верно предсказанных бескризисных событий (0), а TNR — доля верно предсказанных кризисных событий (1). Определение моделируемого кризисного события зависит от того, рассматриваем мы индивидуальную пробит-модель или систему пробит-уравнений. Поэтому определения ошибок I и II рода также различаются в этих случаях.

2. Данные: выделение бизнес- и кредитных циклов и формирование контрольных переменных

Для сбора необходимых межстрановых данных был разработан программный код на языке Python. Он позволяет выкачивать временные ряды различных показателей по странам через API-адреса, подключаясь к базам данных IMF — International Financial Statistics и Balance of Payments. В числе этих данных — показатели ВВП, инфляции, индекса фондового рынка и сальдо счета текущих операций. Из базы данных BIS получена статистика по банковским кредитам и валютным курсам, из OECD — сводный опережающий индикатор макроэкономической рецессии, индикаторы уверенности бизнеса и потребителей, процентные ставки.

Подчеркнем, что банковские показатели в поквартальном формате доступны и в других базах данных (например, IMF), но только в BIS они представляются по более продолжительному периоду для разных стран. Кроме того, в IMF менялись формат предоставления банковских данных и валюта, в которой они отражаются в базе (что важно для стран, входивших в ЕС). Другими словами, один и тот же показатель может записываться под разными кодами до и после изменения валюты в стране, что существенно затрудняет обработку данных и их использование в последующем регрессионном анализе. В целом за счет использования квартальных данных мы не только существенно увеличиваем объем анализируемой выборки, но и получаем возможность датировать наступление кризисов не с точностью до года, а указывать ожидаемый квартал наступления события. Это важно для повышения оперативности экономической политики.

Используемая нами выборка включает данные по девятнадцати развитым странам и России за период с I квартала 1994 года по IV квартал 2018-го (с учетом пропущенных значений). Количество выбранных стран определяется доступностью поквартальных данных по банковским кредитам в базе данных BIS. Кроме того,

мы провели очистку данных от выбросов, в частности наблюдений с экстремально высокими значениями индекса потребительских цен (выше 99-го перцентиля распределения). Таким образом, итоговая выборка, которая использовалась для моделирования,

Т а б л и ц а 1

Описательные статистики

	Количество наблюдений	Среднее значение	Стандартное отклонение	Минимальное	Максимальное
<i>Блок 1. Объясняемые переменные</i>					
Бизнес-цикл (BC)	1597	0,17	0,38	0,00	1,00
Кредитный цикл (CC)	1597	0,28	0,45	0,00	1,00
<i>Блок 2. Объясняющие переменные</i>					
Кредиты/ВВП (%)	1597	93,40	38,30	11,90	199,50
Кредиты/ВВП, темп прироста за квартал (%)	1597	0,30	1,70	-14,60	9,40
Кредиты/ВВП, отклонение от НР-тренда (п.п.)	1597	1,01	0,05	0,79	1,24
Реальные кредиты, темп прироста за квартал (%)	1597	0,90	2,30	-17,90	15,20
Спред доходности (п.п.)	1597	1,80	4,00	-10,90	70,00
Ставка денежного рынка (краткосрочная ставка) (%)	1597	2,80	2,90	-0,80	29,60
Индекс фондового рынка, темп прироста за квартал (%)	1597	1,70	10,50	-41,80	82,80
Индекс уверенности бизнеса, темп прироста за квартал (%)	1597	0,01	0,70	-4,70	3,30
Индекс уверенности потребителей, темп прироста за квартал (%)	1597	0,02	0,50	-4,90	3,40
СОИ рецессии для США, темп прироста за квартал (%)	1597	0,00	0,60	-2,50	1,70
Реальный ВВП, темп прироста за квартал (%)	1597	0,50	1,40	-9,10	22,70
ИПЦ, к предшествующему кварталу (%)	1597	0,50	1,10	-3,00	22,90
Сальдо СТО/ВВП (%)	1597	0,80	5,70	-18,40	21,20
Реальный эффективный валютный курс (2010 год = 100)	1597	100,00	10,40	45,20	133,20

Примечания: 1. BC — бинарная переменная, равная единице, если возникает макроэкономическая рецессия; CC — бинарная переменная, равная единице, если возникает кредитный кризис. 2. Анализируемая выборка состоит из двадцати стран и охватывает период с I квартала 1994 года по IV квартал 2018-го. Количество наблюдений в этой и последующих таблицах с результатами оценки различается из-за разного порядка лагов объясняющих переменных, использованных в соответствующих моделях. 3. СОИ — сводный опережающий индикатор, СТО — счет текущих операций.

включает двадцать стран¹ и около 1500–1600 наблюдений в формате «страна — квартал» за период с I квартала 1994 года по IV квартал 2018-го.

Для конструирования зависимых переменных Y_{it}^{BC} и Y_{it}^{CC} (см. определения в предыдущем разделе) применен ВВQ-алгоритм, позволяющий выделить поворотные точки (пики и спады) в рассматриваемых показателях [Harding, Pagan, 2002]. В частности, для выделения бизнес-цикла мы применили ВВQ-алгоритм к квартальным данным показателя базового индекса реального ВВП, для выделения кредитного цикла — к квартальным данным показателя реального объема банковских кредитов.

Подробное описание переменных, использованных в исследовании для предсказания поворотных точек кредитного и бизнес-циклов, приведено в табл. А.1 (см. Приложение А в онлайн-дополнении к статье²).

В табл. 1 представлены описательные статистики используемой выборки данных по двадцати странам. Таблица состоит из двух блоков: в первом представлены обе зависимые переменные, во втором — все объясняющие переменные. Анализ описательных статистик представлен в Приложении В (в онлайн-дополнении к статье).

3. Результаты оценок пробит-моделей кризисов: добавленная стоимость многомерных моделей с точки зрения точности прогноза

Одномерные (индивидуальные) пробит-модели

Результаты регрессионной оценки одномерных пробит-моделей представлены в табл. 2. Первые два столбца содержат оценки коэффициентов для модели рецессий, последние два — для модели кредитных кризисов. В каждой из двух пар столбцов первый столбец обозначает версию модели без лагированной зависимой переменной (статическая модель), а второй — с лагированной зависимой переменной (динамическая модель). Сравнение статической и динамической моделей позволяет проследить роль инерции бизнес- и кредитных кризисов в следующих упражнениях по прогнозированию на внутри- и вневыборочных горизонтах. Все модели оценивались с лагом объясняющих переменных, равным одному кварталу.

¹ Австрия, Бельгия, Великобритания, Германия, Греция, Дания, Ирландия, Испания, Италия, Нидерланды, Новая Зеландия, Португалия, Россия, США, Финляндия, Франция, Чехия, Швеция, Швейцария, Япония.

² Онлайн-дополнение к статье: <https://drive.google.com/file/d/1GWcJMlCLHXCAxqpPSC49uqqrI0YcVTk/view?usp=sharing>.

Т а б л и ц а 2

Одномерные (индивидуальные) пробит-модели бизнес- и кредитных циклов

Объясняющие переменные (лаг = один квартал)	Бизнес-цикл (BC)		Кредитный цикл (CC)	
	без инерции	с инерцией	без инерции	с инерцией
Зависимая переменная		2,530*** (0,145)		3,034*** (0,127)
Кредиты/ВВП	0,030*** (0,003)	0,024*** (0,004)	0,020*** (0,003)	0,019*** (0,004)
Спред процентных ставок	0,012 (0,013)	-0,023 (0,020)	0,039*** (0,011)	-0,001 (0,015)
Ставка денежного рынка	0,101*** (0,027)	0,075** (0,036)	-0,073*** (0,022)	0,028 (0,034)
Индекс фондового рынка, темп прироста за квартал	-0,009* (0,005)	-0,020*** (0,007)	-0,014*** (0,005)	-0,008 (0,007)
Индекс уверенности бизнеса, темп прироста за квартал	-0,293*** (0,092)	-0,053 (0,114)	0,057 (0,081)	-0,064 (0,118)
Индекс потребительской уверенности, темп прироста за квартал	-0,200** (0,100)	-0,200 (0,125)	-0,104 (0,079)	-0,108 (0,103)
СОИ рецессий для США, темп прироста за квартал	-0,453*** (0,111)	-0,574*** (0,146)	0,171* (0,088)	0,091 (0,129)
Реальный ВВП, темп прироста за квартал	-0,161*** (0,036)	0,168*** (0,039)	-0,099*** (0,031)	-0,043 (0,041)
ИПЦ, к предыдущему кварталу	0,053 (0,054)	0,183** (0,072)	-0,035 (0,047)	-0,075 (0,067)
Счет текущих операций / ВВП	-0,020 (0,013)	-0,009 (0,016)	0,080*** (0,011)	0,027 (0,017)
Реальный эффективный валютный курс (2010 год = 100)	-0,001 (0,006)	0,004 (0,008)	-0,022*** (0,006)	-0,022*** (0,009)
Константа	-3,822*** (0,732)	-4,524*** (0,931)	0,307 (0,6107)	-0,902 (0,930)
Фиксированные эффекты (FE)	Да	Да	Да	Да
Число наблюдений	1576	1576	1576	1576
Количество стран	20	20	20	20
Псевдо- R^2	0,295	0,531	0,267	0,655
Логарифм правдоподобия	-487,6	-295,5	-692,4	-268,3

Примечания: 1. *** — оценка коэффициента значима на 1-процентном уровне, ** — оценка коэффициента значима на 5-процентном уровне, * — оценка коэффициента значима на 10-процентном уровне. 2. В скобках под оцененными коэффициентами представлены их робастные (устойчивые) стандартные ошибки.

Результаты оценок позволяют сформулировать ряд выводов.

Во-первых, среди всех предикторов только отношение банковского кредита к ВВП оказывает устойчивое влияние на развороты BC и CC. Вне зависимости от учета инерции циклов мы наблюдаем положительную и очень сильную статистическую связь между отношением банковских кредитов к ВВП, с одной стороны, и вероятностями возникновения в следующем квартале макроэкономической рецессии и кредитного кризиса — с другой (значимость на уровне 1%). Это в значительной степени согласуется с результатами предыдущих исследований о роли кредита в прогнозиро-

вании кризисов [Aikman et al., 2015; Jorda et al., 2013; Schularick, Taylor, 2012].

Во-вторых, спред процентных ставок, как это ни удивительно, не обладает статистической значимостью практически во всех оцененных спецификациях одномерных пробит-моделей. Это противоречит работам [Christiansen et al., 2014; Kauppi, Saikkonen, 2008]. Одним из возможных объяснений этого является разница между нашей выборкой данных, включающей наблюдения для двадцати стран, и выборками в упомянутых исследованиях, в основном связанными с данными по США. Кроме того, незначимость спреда процентных ставок может отчасти объясняться тем, что в модели учитывается ставка денежного рынка (в случае если ставки по долгосрочным облигациям остаются стабильными).

В-третьих, ставки денежного рынка могут служить предвестниками будущих кризисов, однако это верно только для бизнес-циклов, но не для кредитных циклов.

В-четвертых, мы наблюдаем статистически отрицательную связь показателей потребительского доверия и уверенности бизнеса с обеими нашими зависимыми переменными (за исключением модели кредитного цикла без инерционной компоненты). Такая же связь обнаружена в работе [Christiansen et al., 2014]. Иными словами, макроэкономические рецессии и кредитные кризисы оказываются менее вероятными в кварталах, следующих за кварталами высокой уверенности экономических агентов.

В-пятых, сводный опережающий индикатор макроэкономической рецессии в США является хорошим предиктором рецессий в нашей выборке стран, но он не работает для прогнозирования кредитного кризиса. По построению более высокие значения индикатора подразумевают улучшение состояния экономики США. Наши расчеты говорят о том, что состояние американской экономики коррелирует с динамикой выпуска в других странах, но не коррелирует с кредитными кризисами в этих странах.

В-шестых, мы получаем нетривиальные результаты для новых контрциклических показателей (роста ВВП, индекса потребительских цен, отношения сальдо текущего счета к ВВП, индекса реального эффективного валютного курса). В частности, мы не находим устойчивой взаимосвязи этих показателей ни с макроэкономическими, ни с кредитными кризисами. Например, более высокие темпы роста ВВП в текущем периоде предсказывают меньшую вероятность рецессий и кредитных кризисов в будущем, но только в моделях без инерционной компоненты. Когда инерция фаз циклов учитывается явным образом, эффект либо становится противоположным (в случае моделей бизнес-цикла), либо исчезает (для моделей кредитного цикла).

Очевидно, что ускорение динамики выпуска может иметь два противоположных эффекта с точки зрения *вероятности* наступления рецессий: отрицательный, за счет роста рынков и потока доходов экономических агентов, и положительный, связанный с ростом рисков и накоплением экономическими агентами дисбалансов по мере углубления рынков.

На практике мы видим равнодействующую двух названных эффектов. В этом отношении проведенный анализ показывает, что учет инертности фаз бизнес-цикла позволяет скорректировать представления о знаке этого равнодействующего эффекта: с отрицательного (рост рынков) — на положительный (накопление дисбалансов). Это объясняется следующим образом. Ранее, в модели без лагированной зависимой переменной, влияние переменной темпов роста ВВП, по сути, улавливало инерцию фаз бизнес-цикла (положительные темпы роста сегодня ассоциируются с продолжением роста завтра, или, другими словами, с пониженной вероятностью рецессии). Напротив, с явным включением предшествующей фазы бизнес-цикла в информационное множество переменная темпов роста ВВП стала непосредственным образом улавливать накопление дисбалансов.

Далее, ИПЦ в модели имеет ожидаемую положительную корреляцию с вероятностью кризиса, но только для модели макроэкономических кризисов с явным учетом инерции бизнес-цикла. Баланс счета текущих операций и индекс реального эффективного валютного курса не обнаруживают статистически значимых взаимосвязей с макроэкономическими рецессиями, но проявляют противоположную ожиданиям корреляцию с кредитными кризисами. Примечательно, что, если мы отбросим эти последние четыре регрессора из нашего анализа, все остальные переменные всё равно будут иметь одинаковые по характеру взаимосвязи с динамикой как бизнес-, так и кредитных циклов.

В-седьмых, инерция играет существенную роль в прогнозировании кризисов. Это становится ясно из сравнения статистических характеристик (псевдо- R^2 и логарифм правдоподобия) пробит-моделей с учетом и без учета инерционной компоненты: рост значений характеристик является практически двукратным. В этом отношении мы подтверждаем выводы предшествующих работ [Antunes et al., 2018; Kauppi, Saikkonen, 2008].

Ниже представлены графики ROC-кривых (Receiver Operating Characteristic) для описанных пробит-моделей (рис. 1a, 1b, 1c, 1d). Эти показатели отражают соотношение TNR(0) и TPR(1) для каждого значения вероятности наступления события; они традиционно используются для характеристики качества бинарных моделей и их сравнения.

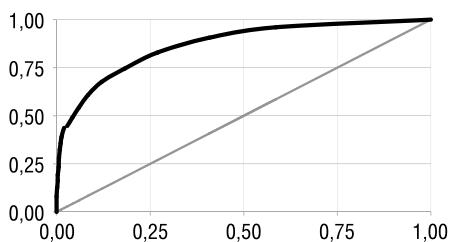


Рис. 1а. Доли верно предсказанных кризисных эпизодов (ось ординат) и ложно предсказанных кризисных эпизодов (ось абсцисс) в моделях бизнес-цикла без учета инерции (ROC-кривая)

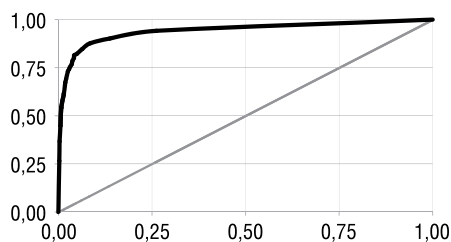


Рис. 1б. Доли верно предсказанных кризисных эпизодов (ось ординат) и ложно предсказанных кризисных эпизодов (ось абсцисс) в моделях бизнес-цикла с учетом инерции (ROC-кривая)

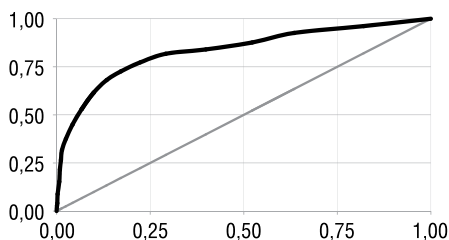


Рис. 1с. Доли верно предсказанных кризисных эпизодов (ось ординат) и ложно предсказанных кризисных эпизодов (ось абсцисс) в моделях кредитного цикла без учета инерции (ROC-кривая)

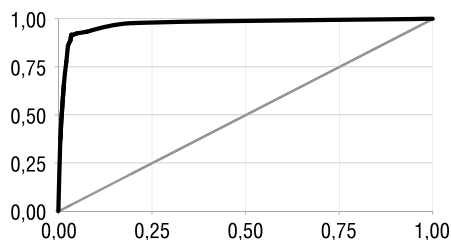


Рис. 1д. Доли верно предсказанных кризисных эпизодов (ось ординат) и ложно предсказанных кризисных эпизодов (ось абсцисс) в моделях кредитного цикла с учетом инерции (ROC-кривая)

Видно, что модели бизнес- и кредитного циклов без лагированной зависимой переменной в перечне объясняющих переменных уже имеют достаточно высокие значения Area Under ROC (AUROC)-характеристик: 87% для рецессий и 83% — для кредитных кризисов. Это отражает хорошие прогностические возможности наших моделей. Включение соответствующих лагов зависимых переменных в модели для обеих зависимых переменных существенно повышает прогнозную силу: на 8 п.п. для модели бизнес-цикла и на 14 п.п. — для модели кредитного цикла. Эти результаты соответствуют последним эмпирическим исследованиям, авторы которых осуществляют прогнозирование рецессий ([Antunes et al., 2018] получают 97% AUROC в их лучшей модели, [Christiansen et al., 2014] — 98% AUROC) и кредитных кризисов ([Alessi, Detken, 2018] — 94% AUROC). Подчеркнем, что пока речь идет о *внутривыборочных* AUROC-характеристиках.

Двумерная пробит-модель

Оценив одномерные пробит-модели рецессий и кредитных кризисов, перейдем теперь к двумерной пробит-регрессии для

моделирования сдвоенных кризисов. Оценки двумерных моделей приведены в табл. 3. Первые два столбца содержат результаты для модели без лагированных зависимых переменных в составе контрольных факторов (статическая двумерная пробит-модель), последние два столбца — с лагированными зависимыми переменными (динамическая двумерная пробит-модель).

При анализе результатов оценки нас интересуют прежде всего изменения оценок коэффициентов по сравнению с одномерным

Т а б л и ц а 3

Двумерные пробит-модели бизнес- и кредитных циклов

Объясняющие переменные (лаг = один квартал)	Без инерции (I)		С инерцией (II)	
	бизнес-цикл (BC)	кредитный цикл (CC)	бизнес-цикл (BC)	кредитный цикл (CC)
Зависимая переменная			2,531*** (0,145)	3,034*** (0,128)
Кредиты/ВВП	0,029*** (0,003)	0,020*** (0,003)	0,024*** (0,004)	0,019*** (0,004)
Спред процентных ставок	0,010 (0,014)	0,040*** (0,011)	-0,023 (0,021)	-0,001 (0,015)
Ставка денежного рынка	0,092*** (0,028)	-0,074*** (0,022)	0,075** (0,036)	0,028 (0,034)
Индекс фондового рынка, темп прироста за квартал	-0,009* (0,005)	-0,014*** (0,005)	-0,020*** (0,007)	-0,008 (0,007)
Индекс уверенности бизнеса, темп прироста за квартал	-0,270*** (0,092)	0,063 (0,080)	-0,053 (0,114)	-0,065 (0,118)
Индекс потребительской уверенности, темп прироста за квартал	-0,194** (0,098)	-0,106 (0,079)	-0,199 (0,125)	-0,108 (0,109)
СОИ рецессий для США, темп прироста за квартал	-0,530*** (0,111)	0,159* (0,088)	-0,575*** (0,146)	0,092 (0,129)
Реальный ВВП, темп прироста за квартал	-0,153*** (0,036)	-0,092*** (0,030)	0,168*** (0,039)	-0,043 (0,042)
ИПЦ, к предыдущему кварталу	0,056 (0,055)	-0,034 (0,047)	0,183*** (0,072)	-0,075 (0,067)
Счет текущих операций / ВВП	-0,020 (0,013)	0,079*** (0,011)	-0,009 (0,016)	0,027 (0,017)
Реальный эффективный валютный курс (2010 год = 100)	-0,001 (0,006)	-0,022*** (0,005)	0,004 (0,008)	-0,022*** (0,009)
Константа	-3,779*** (0,760)	0,833 (0,603)	-4,520*** (0,976)	-0,391 (0,937)
Фиксированные эффекты (FE)	Да	Да	Да	Да
Число наблюдений	1576		1576	
Количество стран	20		20	
Кросс-корреляция ошибок	0,295***		-0,011	
Логарифм ФМПП	-1170,5		-563,7	

Примечания: 1. *** — оценка коэффициента значима на 1-процентном уровне, ** — оценка коэффициента значима на 5-процентном уровне, * — оценка коэффициента значима на 10-процентном уровне. 2. В скобках под оцененными коэффициентами представлены их робастные стандартные ошибки.

случае, а также проверка гипотезы о том, что кросс-корреляция ошибок двух регрессий статистически неотличима от нуля.

Из нашего анализа двумерных пробит-моделей вытекают два основных вывода.

Во-первых, по сравнению с одномерными пробит-моделями мы не наблюдаем качественных изменений оценок коэффициентов. Другими словами, знаки и уровни статистической значимости остаются такими же, как и раньше, для всех объясняющих переменных, описанных в предыдущем разделе. Это положительный результат с точки зрения наших целей, поскольку мы, таким образом, можем приписать любые различия в предстоящем сравнительном прогнозе кросс-корреляции между ошибками регрессий (раздел «Сравнительный анализ: прогнозы по выборке и вне выборки»).

Во-вторых, оценка кросс-корреляции ошибок оказывается положительной, умеренной с точки зрения размера (+0,3) и статистически значимой (на уровне 1%) — но только в статической модели. Когда инерционная компонента учитывается в явном виде, размер оценки кросс-корреляции уменьшается почти до нуля и ее статистическая значимость исчезает. Таким образом, динамические двумерные пробит-модели посредством включения лагированных зависимых переменных в перечень объясняющих факторов эффективным образом поглощают влияние шоков в текущем периоде. Последнее может указывать на то, что кросс-корреляция ошибок также характеризуется некоторой степенью инерционности и лагированные зависимые переменные могут определяться прошлыми значениями кросс-корреляции.

В целом мы приходим к следующим выводам: (1) статическая двумерная пробит-модель бизнес- и кредитных кризисов успешна в идентификации кросс-корреляции ошибок; (2) динамическая двумерная пробит-модель может косвенно учитывать эту корреляцию.

Сравнительный анализ: прогнозы по выборке и вне выборки

Внутривыборочные прогнозы были построены на основе описанных выше регрессий, оцененных на полном горизонте наблюдений, до 2018 года. Для прогноза вне выборки мы ограничили временной период IV кварталом 2012 года, переоценили все модели на укороченной выборке и применили полученные оценки коэффициентов для прогноза вероятностей к данным с I квартала 2013 года до конца периода выборки. В обоих случаях мы оценивали пороги вероятностей на основе минимизации взвешенной суммы ошибок I и II рода (с равными весами, по 50%). На их основе мы сравнивали

фактические и рассчитанные значения бинарных переменных бизнес- и кредитных циклов для каждой страны в выборке.

В табл. 4 представлены результаты прогнозирования внутри выборки для всех стран (панель 1), внутри выборки для России (панель 2), вне выборки для всех стран (панель 3) и вне выборки для России (панель 4). В числе рассматриваемых результатов — взвешенная сумма ошибок I и II рода (Weighted Sum of Errors, WSE), доли правильно предсказанных кризисных эпизодов (TPR) и бескризисных эпизодов (TNR).

В табл. 4 содержатся четыре пары столбцов, соответствующих одномерной модели бизнес-цикла (BC), одномерной модели кредитного цикла (CC), совместному одномерному случаю (Uni.Joint) и двумерной пробит-модели (Multi). Все эти параметры оценивались либо без лагированной зависимой переменной (нет), либо с ней (да).

Т а б л и ц а 4

Прогнозные характеристики моделей внутри и вне выборки

	BC		CC		Uni.Joint		Multi	
	нет	да	нет	да	нет	да	нет	да
<i>Панель 1. Внутривыборочный прогноз на горизонте II квартал 1994 — IV квартал 2018 (все страны)</i>								
WSE	0,21	0,11	0,22	0,16	0,26	0,14	0,21	0,10
TPR(1)	0,79	0,87	0,75	0,92	0,58	0,76	0,80	0,91
TNR(0)	0,79	0,91	0,80	0,95	0,90	0,96	0,78	0,89
Порог	0,19	0,16	0,33	0,23	–	–	0,08	0,06
<i>Панель 2. Внутривыборочный прогноз на горизонте II квартал 1999 — I квартал 2017 (Россия)</i>								
WSE	0,16	0,12	0,54	0,08	0,52	0,15	0,24	0,04
TPR(1)	0,85	0,85	0,07	0,87	0,00	0,75	0,63	1,00
TNR(0)	0,83	0,92	0,84	0,97	0,95	0,95	0,89	0,92
Порог	0,19	0,16	0,33	0,23	–	–	0,08	0,06
<i>Панель 3. Вневыборочный прогноз на горизонте I квартал 2013 — IV квартал 2018 (все страны)</i>								
WSE	0,40	0,24	0,49	0,37	0,25	0,13	0,34	0,07
TPR(1)	0,70	0,89	0,99	0,95	0,67	0,79	0,50	0,92
TNR(0)	0,49	0,63	0,03	0,31	0,83	0,95	0,82	0,95
Порог	0,25	0,15	0,05	0,25	–	–	0,20	0,18
<i>Панель 4. Вневыборочный прогноз на горизонте I квартал 2013 — I квартал 2017 (Россия)</i>								
WSE	0,33	0,12	0,13	0,06	0,29	0,12	0,50	0,12
TPR(1)	0,33	0,89	1,00	0,89	0,43	0,86	0,00	0,86
TNR(0)	1,00	0,88	0,75	1,00	1,00	0,90	1,00	0,90
Порог	0,25	0,15	0,05	0,25	–	–	0,20	0,18

Сравнительный анализ результатов наших прогнозов позволяет сформулировать следующие выводы. Во-первых, мы подтверждаем результат предыдущих исследований: динамические пробит-модели превосходят статические аналоги по сво-

им прогностическим способностям [Antunes et al., 2018; Kauppi, Saikkonen, 2008]. В частности, с использованием динамических пробит-моделей мы достигаем существенно более высокой эффективности прогнозирования независимо от того, какие ситуации рассматриваем: (1) одномерные или двумерные версии модели; (2) внутри- или вневыборочные прогнозы; (3) выборку стран в целом или только Россию.

На уровне двадцати стран WSE уменьшается в среднем на 10 п.п. внутри выборки и на 17 п.п. — вне выборки. При этом TPR(1) в среднем увеличивается на 14 п.п. внутри выборки и на 17 п.п. — вне выборки, TNR(0) растет на 11 п.п. в выборке и на 17 п.п. — вне выборки.

Для России выявлены похожие результаты: прогнозные характеристики динамической спецификации существенно лучше, чем статической. Так, показатель WSE в среднем для всех типов пробит-моделей уменьшается на 27 п.п. внутри выборки и на 21 п.п. — вне выборки; TPR(1) увеличивается на 48 п.п. внутри выборки и на 44 п.п. — вне выборки; TNR(0) увеличивается на 6 п.п. внутри выборки, однако незначительно снижается вне выборки, на 2 п.п.

Во-вторых, с точки зрения *внутривыборочных* предсказаний двумерная пробит-модель превосходит комбинацию двух одномерных пробит-регрессий. Это справедливо в статической и в динамической версиях моделей для выборки всех стран. В частности, в статическом случае TPR(1) существенно возрастает — на 23 п.п., при этом TNR(0) уменьшается на 12 п.п., что несколько удивительно.

В динамическом случае мы имеем несколько меньший прирост TPR(1) — 16 п.п., но также и меньшее по масштабу сокращение TNR(0) — 7 п.п. Поскольку мы предполагаем равенство весов для этих двух характеристик, переход от одномерных к двумерным пробит-моделям для прогнозирования бизнес- и кредитных кризисов является полезным с точки зрения эффективности прогнозирования внутри выборки.

В случае России переход от комбинации одномерных моделей к двумерной позволяет существенно увеличить TPR(1): на 63 п.п. в статической спецификации и на 25 п.п. — в динамической. При этом TNR(0) сокращается весьма незначительно: на 6 п.п. в статической спецификации и на 3 п.п. — в динамической.

В-третьих, с точки зрения *вневыборочных* прогнозов мы получаем следующий результат. Для выборки всех стран с помощью динамических двумерных моделей мы предсказываем кризисные эпизоды гораздо лучше, чем с помощью одномерных, — на

13 п.п. Качество предсказания бескризисных периодов одинаково для обоих типов моделей. При этом для России в динамической спецификации оказывается, что комбинация одномерных моделей и двумерная модель дают одинаковые результаты.

В-четвертых, с калиброванными пороговыми значениями наша предпочтительная спецификация (динамическая двумерная пробит-модель бизнес- и кредитного циклов) корректно предсказывает 91% кризисных и 89% бескризисных эпизодов внутри выборки для всех стран, 100% кризисных и 92% бескризисных эпизодов внутри выборки для России. Что касается качества вневыборочного прогноза, то предпочтительная спецификация позволяет корректно предсказывать 92% кризисных и 95% бескризисных эпизодов для всех стран в целом, а для России — 86% кризисных и 90% бескризисных эпизодов³.

Прогнозы эпизодов совместной реализации рецессий и кредитных кризисов для России

Прогнозные результаты из предыдущего раздела показывают, что в среднем наши пробит-модели хорошо справляются с прогнозированием поворотных точек бизнес- и кредитных циклов на полном горизонте наблюдений (1994–2018) и на укороченном (2013–2018) для двадцати стран в нашей выборке.

Теперь визуализируем прогностические возможности наших моделей конкретно для России, чтобы понять, в какой мере опыт развитых стран, связанный с вхождением их экономик в фазы рецессий и кредитных кризисов, может быть применен для нашей экономики.

Для этих целей мы построили модельные значения вероятности совместной реализации рецессий и кредитных кризисов по общей (межстрановой) модели в каждый из кварталов с 1994 по 2018 годы и извлекли из них те, что относятся к России. Подобную процедуру мы провели дважды: первый раз — для прогнозов, полученных в результате комбинации двух одномерных пробит-моделей (Uni.Joint), второй — для объединенной двумерной версии пробит-модели (Multi). Внутри каждой процедуры мы получили по две версии прогноза — на основе статистической (рис. 2) и динамической (рис. 3) спецификаций, чтобы в явном виде проследить роль инертности изучаемых циклов.

³ Хотя это и не сопоставимо напрямую, в работе [Antunes et al., 2018] авторы достигают аналогичных по значению характеристик внутри и вне выборки из двадцати двух европейских стран. Однако они предсказывают только банковские кризисы и применяют динамические одномерные пробит-модели.

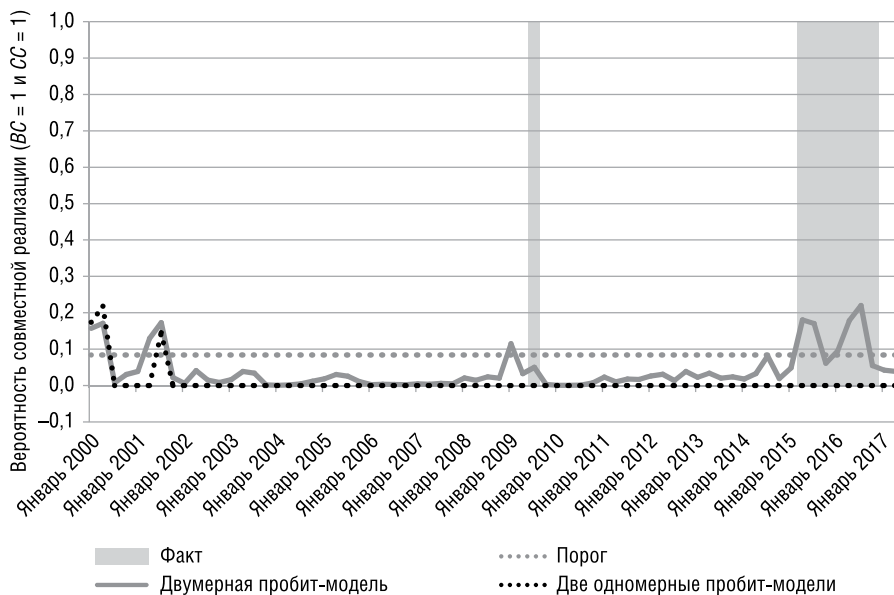


Рис. 2. Статистические внутривыборочные оценки вероятности совместной реализации рецессии ($BC = 1$) и кредитного кризиса ($CC = 1$) в России

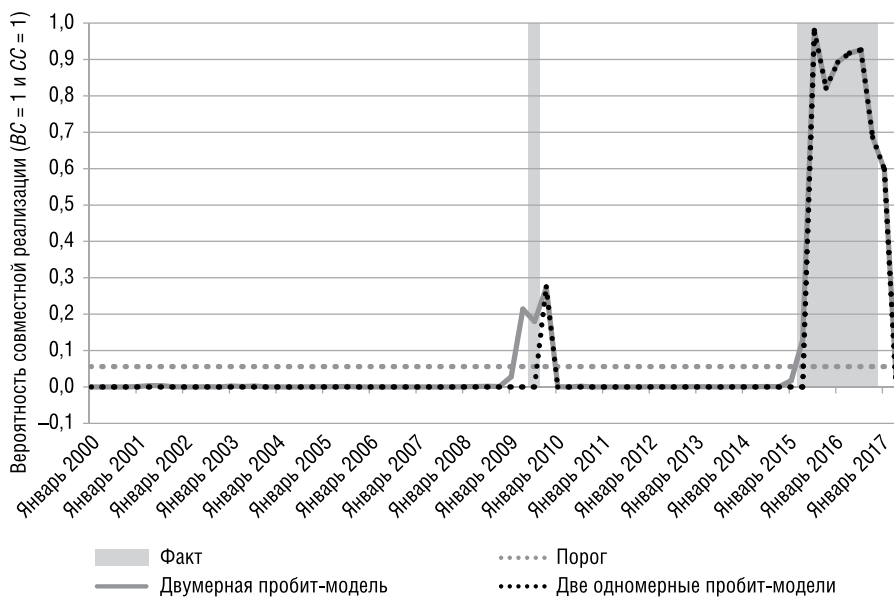


Рис. 3. Динамические внутривыборочные оценки вероятности совместной реализации рецессии ($BC = 1$) и кредитного кризиса ($CC = 1$) в России

Результаты расчетов для России оказываются весьма примечательными.

Как видно на рис. 2, отражающем прогнозы по статическим спецификациям, комбинация двух одномерных пробит-моделей не

справляется с предсказанием обоих последних кризисных эпизодов в России — мирового экономического кризиса в 2008–2009 годах и внутреннего экономического кризиса 2014–2015 годов. При этом двумерная пробит-модель предсказывает оба эпизода.

Таким образом, учет кросс-корреляции между бизнес- и кредитными циклами привел к существенному повышению прогнозной силы моделей, а вместе с ней — и нашего доверия прогнозным результатам. В свете того, что учтенные в обеих моделях предикторы абсолютно одинаковы, полученный результат свидетельствует о значительной роли двух моментов: трансмиссии шоков из кредитных циклов в бизнес-циклы и обратно и неучтенных в модели факторов, таких как регуляторные и институциональные характеристики национальных экономик⁴.

Еще один результат, который обращает на себя внимание на рис. 2, — ложные сигналы о приближающемся кризисе в 1999–2000 годах, которые подаются как одно-, так и двумерными моделями. В это время в России происходил существенный восстановительный рост после обвала 1998-го, ни о каких кризисах не было и речи. Здесь мы наталкиваемся на одно из ограничений применения межстрановых моделей: возможность ложного предсказания кризисов в конкретно взятой стране (в нашем случае — в России). Оно связано с тем, что модель строится на данных по выборке, в которой больший вес придается определенному кластеру стран, чьи реализовавшиеся кризисы могут влиять на их предсказания в остальных странах.

Наша выборка по построению придает больший вес развитым странам, и нас интересует, в какой мере опыт этих стран применим к России. В этом смысле ложные сигналы относительно 1999–2000 годов можно объяснить двумя причинами. Очевидно, с одной стороны, это следствие кризиса «доткомов» (интернет-бизнеса) в США в 2001 году. С другой — влияние того, что в модели бизнес-циклов одним из факторов повышения вероятности рецессии в отдельно взятой стране является приближение рецессии в ключевой мировой экономике⁵.

Модель предполагает передачу кризисных процессов из самой крупной экономики в остальные, что мы и видим на рис. 2. Это является типичной ошибкой II рода: сигнал есть — кризиса нет. Если исходить из точки зрения, что лучше быть готовым к кризису и не столкнуться с ним, чем наоборот, подобные издержки применения межстрановых моделей кажутся оправданными.

⁴ В этом отношении будущие исследования могли бы пойти по пути поиска и обоснования включения в модель подобных факторов.

⁵ На это указывает сокращение опережающего индикатора рецессии в американской экономике (входит в модель с отрицательным знаком).

Далее на рис. 3, представляющем прогнозы по *динамическим спецификациям*, учет инертности циклов позволяет одномерным моделям исключить описанный выше недостаток и начать предсказывать оба кризиса. Однако двумерная модель по-прежнему превосходит комбинацию одномерных, предсказывая наступление кризисов быстрее.

В частности, двумерная модель предсказывает кризисный эпизод 2009 года уже во II квартале, то есть за квартал до наступления маркированного нами сдвоенного события в России. При этом комбинация двух одномерных моделей сигнализирует о нем лишь спустя квартал после его фактической реализации. В случае с кризисным эпизодом 2014–2015 годов предсказание двумерной модели совпадает с фактическим началом соответствующего события, а комбинация двух одномерных моделей снова запаздывает на один квартал.

Ложное предсказание 1999–2000 годов по-прежнему остается в силе из-за межстранового характера используемой модели. В целом переход к динамическим спецификациям приводит к существенному повышению величины, на которую прогнозные значения вероятностей отрываются от своих калиброванных порогов в сравнении со статическими аналогами, рассмотренными выше. Так, в статических версиях отрыв от порога во время предсказания кризисов составляет 5–15 п.п., а в динамических — от 20 до 90 п.п.

Описанные результаты были основаны на моделях, оцененных на полном горизонте наблюдений, то есть с 1994 по 2018 годы. Оппоненты применения межстрановых моделей могут возразить, что по этой причине высокие прогностические способности, даже для отдельно взятой страны, могли быть заранее ожидаемыми.

По этой причине мы повторили прогнозное упражнение для России, попытавшись предсказать кризис 2014–2015 годов по межстрановым моделям, оцененным на укороченном горизонте (до 2012 года). Вневыборочное прогнозирование традиционно считается более жестким испытанием для конкурирующих моделей. Значит, если наша модель справится с этим вызовом, это будет серьезным аргументом в ее пользу.

Как следует из рис. 4, она с этим весьма успешно справляется. На рисунке представлены два прогноза кризиса 2014–2015 годов. Один получен на полной выборке и уже рассмотрен выше, другой — на укороченной выборке. Кроме того, на рисунке изображены пороговые значения, калиброванные не по России, а по всем двадцати странам в выборке на полном горизонте (0,06) и на укороченном (0,18).

Конечно, можно было откалибровать пороги только по России, но это в меньшей степени согласовалось бы с нашей идеей изучить применимость зарубежного опыта к прогнозированию кризисов

в России. Таким образом, мы наблюдаем отрыв не только внутри-выборочного, но и, что важнее, вневыборочного прогнозов от нулевых значений и их выход за пределы порогов во время кризиса 2014–2015 годов.

Конечно, из-за трехкратного роста порогового значения на укороченном горизонте формально в первый квартал кризиса вневыборочный прогноз пока еще не превышает своего порога и составляет порядка 0,15. Однако это значение можно рассматривать уже как аномально высокое, поскольку в предшествующих кварталах значения прогноза почти всегда равны нулю. В остальных кварталах кризиса 2014–2015 годов значения вневыборочного прогноза как минимум вдвое превышают соответствующий порог, устойчиво идентифицируя реализацию макроэкономической рецессии и кредитного кризиса в России.

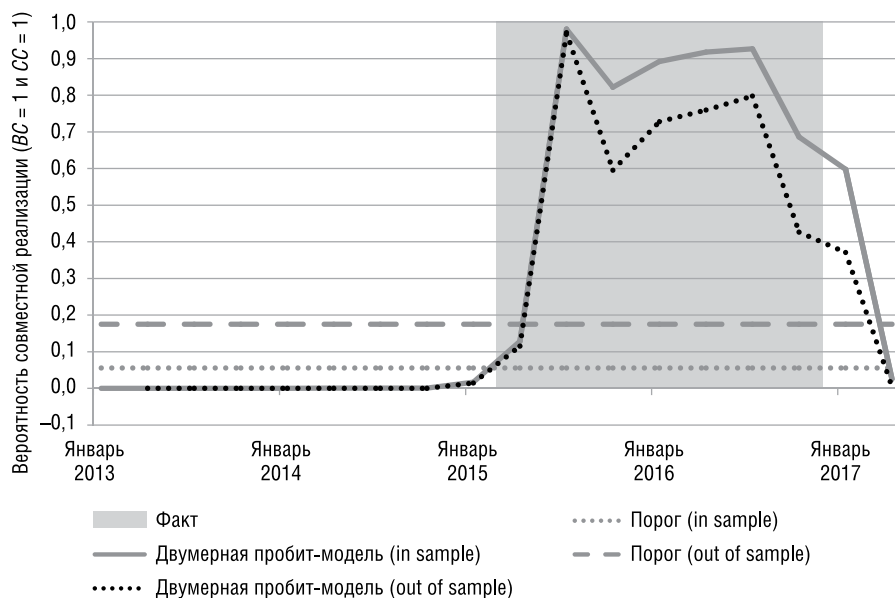


Рис. 4. Динамические внутри- и вневыборочные оценки вероятности совместной реализации рецессии ($BC = 1$) и кредитного кризиса ($CC = 1$) в России

Экономическая интерпретация

С точки зрения экономической интерпретации полученные выводы означают следующее. Факторы, ответственные за предсказания сдвоенных кризисов (макроэкономических и кредитных) на уровне развитых стран, оказываются в значительной мере применимы и для России, страны с развивающейся экономикой⁶.

⁶ К схожему выводу — о применимости межстранового опыта к прогнозированию системных банковских кризисов в России — приходили авторы исследования [Солнцев и др., 2011] в начале 2010-х годов.

Среди таких факторов прежде всего стоит отметить масштабы кредита, предоставляемого банковской системой населению и нефинансовым предприятиям. Наш анализ показал, что изменения масштабов банковского кредитования оказываются способными предсказывать сдвоенные кризисы как на сверхкоротких горизонтах (до одного квартала), так и на более длинных интервалах (до четырех кварталов, см. далее). Отсюда можно заключить, что по мере дальнейшего расширения рынка банковского кредитования происходит накопление банками кредитных рисков.

Последнее может происходить по разным причинам, например за счет положительных шоков предложения банковских кредитов в фазе экспансии кредитного цикла, что обычно приводит к неблагоприятному отбору заемщиков (то есть к росту доли неблагоприятных заемщиков в их общем числе). В фазе экспансии банки могут преследовать цель повышения доли на рынке и вытеснения конкурентов, при этом не осознавая долгосрочных последствий «неблагоприятности» части своих новых заемщиков. Это становится очевидным, лишь когда такие заемщики перестают платить по кредитам. В результате банки оказываются вынуждены доначислять резервы под потери (в условиях стагнации или сокращения прибыли), сталкиваясь с сокращением собственного капитала.

Шоки банковского капитала имеют негативные эффекты общего равновесия, хорошо изученные в литературе по макроэкономическим эффектам разрушения цепочек финансового посредничества [Brunnermeier, Sannikov, 2014; Gertler et al., 2020; He, Krishnamurthy, 2012].

Среди прочих показателей, на которые стоит обратить внимание при прогнозировании сдвоенных кризисов в России, оказываются внутренние характеристики российской экономики (ставка денежного рынка, динамика фондового рынка, собственно темпы роста выпуска и инфляция) и внешние переменные (в частности, состояние экономики США как глобального игрока). Примечательно, что все эти показатели, как мы выяснили в ходе регрессионного анализа, непосредственным образом предсказывают приближение только рецессий. Однако они, в свою очередь, могут запустить механизмы хоть и не учтенные в явном виде в модели, но приводящие к кредитному сжатию (через учтенную трансмиссию макрошоков на кредитный рынок в рамках двумерной пробит-модели кризисов). На это указывают внутри- и вневыборочные прогнозные характеристики соответствующих моделей, описанные выше.

В частности, повышение ставок денежного рынка и увеличение темпов роста ВВП повышают вероятность коррекции бизнес-цикла. Такими способами регулятор (например, Центральный банк

России) может перейти к ограничительной денежно-кредитной политике, чтобы сгладить колебания бизнес-циклов. Это соответствует как теоретической, так и эмпирической литературе (см., например, [Gambetti, Musso, 2017]). Примечательно, что, когда мы учитываем ставку денежного рынка и динамику ВВП, информативность такого показателя, как спред процентных ставок, существенно сокращается.

4. Анализ устойчивости результатов

В этом разделе мы анализируем, насколько чувствительны наши основные выводы к выбору конкретной спецификации и к более длительным временным лагам объясняющих переменных. В частности, мы отражаем результаты оценки четырех дополнительных одно- и двумерных динамических пробит-моделей (см. Приложение В в онлайн-дополнении к статье⁷). Сначала мы заменяем квартальные приросты объясняющих переменных их годовыми аналогами (табл. В.1), тем самым снижая гибкость наших базовых моделей, но устраняя потенциальное влияние проблемы сезонности. Оценив новые версии пробит-моделей, мы затем вычисляем их соответствующие прогнозные характеристики — WSE, TPR(1) и TNR(0) — как внутри выборки, так и вне ее (табл. В.2), — и анализируем, улучшаются или ухудшаются эти характеристики по сравнению с базовой спецификацией.

Далее мы переоцениваем наши модели с более глубокими лагами всех объясняющих переменных (два, три и четыре квартала), чем в основной спецификации (один квартал) (табл. В.3, В.5 и В.7 соответственно). В каждом из трех случаев мы снова вычисляем WSE, TPR(1) и TNR(0) и сравниваем их с исходными результатами (табл. В.4, В.6 и В.8 соответственно).

Все дополнительные модели в целом подтверждают наш основной вывод. В условиях межстрановой выборки переход от комбинации двух одномерных к двумерной пробит-модели рецессий и кредитных кризисов приводит к существенному увеличению доли верно предсказанных кризисных событий. Это отмечается в выборке и вне выборки, при более низких издержках сокращения доли неверно предсказанных бескризисных событий.

Заключение

Что полезно для повышения эффективности заблаговременного предсказания рецессий и кредитных кризисов в России? В работе показано, что такой полезностью обладает применение опыта раз-

⁷ <https://drive.google.com/file/d/1GWcJMCLHXCAxppqPSC49uqpriOYcVTk/view?usp=sharing>.

витых стран по прохождению через такие *сдвоенные* кризисы (при определенных издержках). С технической точки зрения эффективен переход от комбинации принятых в литературе одномерных пробит-моделей каждого из кризисов по отдельности к одной двумерной пробит-модели с тем же составом объясняющих переменных. Последнее позволяет существенно улучшить совокупную эффективность прогнозирования сдвоенных кризисных эпизодов.

В частности, было выявлено, что переход от одномерных моделей к двумерным улучшает долю верно предсказанных совместных кризисных событий на 16 п.п. При этом сокращение доли верно предсказанных бескризисных событий является менее существенным, на 7 п.п. Эти различия *в полной мере* объясняются учетом ненаблюдаемых сил, приводящих в действие бизнес- и кредитные циклы, которые мы учитываем через кросс-корреляцию между двумя ошибками в двумерной пробит-модели. В целом это согласуется с результатами работ, в которых отмечалось, что система пробит-моделей позволяет получить более высокое качество прогнозов для двойных (*twin crises*, [Falcetti, Tudela, 2008]) и тройных (*triple crises*, [Candelon et al., 2013]) кризисов.

Для России было выявлено, что даже если ограничить временной интервал оценки наших межстрановых моделей периодом до 2012 года, они хорошо справляются с предсказанием кризиса, имевшего место в российской экономике в 2014–2015 годах. Это в еще большей степени подтверждает вывод: ключевые факторы рецессий и кредитных кризисов могут быть схожими в развитых странах и в России.

Литература

1. Ачкасов Ю. Модель оценивания ВВП России на основе текущей статистики: модификация подхода. Банк России. Серия докладов об экономических исследованиях. № 8. 2016.
2. Демидов О. Различные индексы прогнозирования экономической активности в России // Квантиль. 2008. № 5. С. 83–102.
3. Дубовский Д. Л., Кожанов Д. А., Сосунов К. А. Датировка российского бизнес-цикла // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2015. Т. 19. № 4. С. 554–575.
4. Пестова А. А. Предсказание поворотных точек бизнес-цикла: помогают ли переменные финансового сектора? // Вопросы экономики. 2013. № 7. С. 63–81.
5. Поршаков А. С., Пономаренко А. А., Синяков А. А. Оценка и прогнозирование ВВП России с помощью динамической факторной модели // Журнал Новой экономической ассоциации. 2016. № 2. С. 60–76.
6. Смирнов С. В., Кондрашов Н. В., Петровневич А. В. Поворотные точки российского экономического цикла 1981–2015 гг. // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2015. Т. 19. № 4. С. 534–553.
7. Солнцев О. Г., Пестова А. А., Мамонов М. Е., Магомедова З. М. Опыт разработки системы раннего оповещения о финансовых кризисах и прогноз развития банковского сектора России на 2012 г. // Журнал Новой экономической ассоциации. 2011. № 12. С. 41–76.

8. *Стырин К., Потанова В.* Опережающий индикатор ВВП РенКап-РЭШ: лучше и раньше. 2009. <https://research.rencap.com/eng/download.asp?id=10506>.
9. *Ahrens R.* Predicting Recessions with Interest Rate Spreads: A Multicountry Regime-Switching Analysis // *Journal of International Money and Finance*. 2002. Vol. 21. No 4. P. 519–537.
10. *Aikman D., Haldane A. G., Nelson B. D.* Curbing the Credit Cycle // *The Economic Journal*. 2015. Vol. 125. No 585. P. 1072–1109.
11. *Alessi L., Detken C.* Identifying Excessive Credit Growth and Leverage // *Journal of Financial Stability*. 2018. Vol. 35(C). P. 215–225.
12. *Antunes A., Bonfim D., Monteiro N., Rodrigues P. M. M.* Forecasting Banking Crises with Dynamic Panel Probit Models // *International Journal of Forecasting*. 2018. Vol. 34. No 2. P. 249–275.
13. *Babecký J., Havránek T., Matějů J., Rusnák M., Šmídková K., Vašíček B.* Banking, Debt, and Currency Crises in Developed Countries: Stylized Facts and Early Warning Indicators // *Journal of Financial Stability*. 2014. Vol. 15(C). P. 1–17.
14. *Brunnermeier M. K., Sannikov Y.* A Macroeconomic Model with a Financial Sector // *American Economic Review*. 2014. Vol. 104. No 2. P. 379–421.
15. *Candelon B., Dumitrescu E. I., Hurlin C., Palm F. C.* Multivariate Dynamic Probit Models: An Application to Financial Crises Mutation. Working Papers HAL. No 00630036. 2013.
16. *Chodorow-Reich G.* The Employment Effects of Credit Market Disruptions: Firm-Level Evidence from the 2008–9 Financial Crisis // *The Quarterly Journal of Economics*. 2014. Vol. 129. No 1. P. 1–59.
17. *Christiansen C., Eriksen J. N., Møller S. V.* Forecasting US Recessions: The Role of Sentiment // *Journal of Banking & Finance*. 2014. Vol. 49(C). P. 459–468.
18. *Claessens S., Kose M., Terrones M.* How Do Business and Financial Cycles Interact? // *Journal of International Economics*. 2012. Vol. 87. No 1. P. 178–190.
19. *Drehmann M., Borio C., Tsatsaronis K.* Characterising the Financial Cycle: Don't Lose Sight of the Medium Term! Bank for International Settlements. Working Paper. No 380. 2012.
20. *Estrella A., Mishkin F. S.* Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators // *The Review of Economics and Statistics*. 1998. Vol. 80. No 1. P. 45–61.
21. *Falchetti E., Tudela M.* What Do Twins Share? A Joint Probit Estimation of Banking and Currency Crises // *Economica*. 2008. Vol. 75. No 298. P. 199–221.
22. *Gambetti L., Musso A.* Loan Supply Shocks and the Business Cycle // *Journal of Applied Econometrics*. 2017. Vol. 32. No 4. P. 764–782.
23. *Gertler M., Kiyotaki N.* Financial Intermediation and Credit Policy in Business Cycle Analysis // *Handbook of Monetary Economics* / B. M. Friedman, M. Woodford (eds.). 2011. Vol. 3. Amsterdam: Elsevier. P. 547–599.
24. *Gertler M., Kiyotaki N., Prestipino A.* A Macroeconomic Model with Financial Panics // *The Review of Economic Studies*. 2020. Vol. 87. No 1. P. 240–288.
25. *Harding D., Pagan A.* Dissecting the Cycle: A Methodological Investigation // *Journal of Monetary Economics*. 2002. Vol. 49. No 2. P. 365–381.
26. *He Z., Krishnamurthy A.* A Model of Capital and Crises // *The Review of Economic Studies*. 2012. Vol. 79. No 2. P. 735–777.
27. *Jorda O., Schularick M., Taylor A.* When Credit Bites Back // *Journal of Money, Credit and Banking*. 2013. Vol. 45. No 2. P. 3–28.
28. *Kaminsky G. L., Reinhart C. M.* The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems // *American Economic Review*. 1999. Vol. 89. No 3. P. 473–500.
29. *Kauppi H., Saikkonen P.* Predicting U.S. Recessions with Dynamic Binary Response Models // *The Review of Economics and Statistics*. 2008. Vol. 90. No 4. P. 777–791.
30. *Liu W., Moench E.* What Predicts US Recessions? // *International Journal of Forecasting*. 2016. Vol. 32. No 4. P. 1138–1150.
31. *Lopez-Salido D., Stein J., Zakrajsek E.* Credit-Market Sentiment and the Business Cycle // *The Quarterly Journal of Economics*. 2017. Vol. 132. No 3. P. 1373–1426.

32. Ng E. C. Y. Forecasting US Recessions with Various Risk Factors and Dynamic Probit Models // *Journal of Macroeconomics*. 2012. Vol. 34. No 1. P. 112–125.
33. Nyberg H. Dynamic Probit Models and Financial Variables in Recession Forecasting // *Journal of Forecasting*. 2010. Vol. 29. No 1. P. 215–230.
34. Pestova A. A. Leading Indicators of the Business Cycle: Dynamic Logit Models for OECD Countries and Russia. HSE Working Papers. BRP 94/EC/2015. 2015.
35. Reinhart C. M., Rogoff K. S. The Aftermath of Financial Crises // *American Economic Review*. 2009. Vol. 99. No 2. P. 466–472.
36. Schularick M., Taylor A. Credit Booms Gone Bust: Monetary Policy, Leverage Cycles, and Financial Crises, 1870–2008 // *American Economic Review*. 2012. Vol. 102. No 2. P. 1029–1061.

Ekonomicheskaya Politika, 2020, vol. 15, no. 5, pp. 130-159

Mikhail E. MAMONOV, Cand. Sci. (Econ.). MGIMO University (76, Vernadskogo pr., Moscow, 119454, Russian Federation); CERGE-EI, Charles University, Economics Institute of the Czech Academy of Sciences (Politických vězňů 7, 111 21, Prague 1, Czech Republic).

E-mail: mikhail.mamonov@cerge-ei.cz

Anna A. PESTOVA, Cand. Sci. (Econ.). MGIMO University (76, Vernadskogo pr., Moscow, 119454, Russian Federation); CERGE-EI, Charles University, Economics Institute of the Czech Academy of Sciences (Politických vězňů 7, 111 21, Prague 1, Czech Republic).

E-mail: anna.pestova@cerge-ei.cz

Vera A. PANKOVA. Center for Macroeconomic Analysis and Short-Term Forecasting (47, Nakhimovsky pr., Moscow, 117418, Russian Federation); National Research University Higher School of Economics (20, Myasnitskaya ul., Moscow, 101000, Russian Federation).

E-mail: vpankova@forecast.ru

Renat R. AKHMETOV. Center for Macroeconomic Analysis and Short-Term Forecasting (47, Nakhimovsky pr., Moscow, 117418, Russian Federation); National Research University Higher School of Economics (20, Myasnitskaya ul., Moscow, 101000, Russian Federation).

E-mail: rakhmetov@forecast.ru

Joint Prediction of Turning Points in Credit and Business Cycles: Cross-Country Analysis

Abstract

This paper provides a joint analysis of business and credit cycles with a focus on unobservable factors affecting both cycles, at the cross-country level. Using quarterly data for 19 developed countries and Russia for the period from 1994 to 2018, we build a system of two dynamic probit models, which includes a cross-correlation between the errors of the equations governing the probability of a recession and the probability of credit crisis. The results show that, first, our system allows us to correctly predict 91% of episodes of joint realization of macroeconomic and credit crises and 89% of non-crisis periods in the training sample, and 92% and

95% respectively in the testing sample. Second, switching from two independent regression models to a system of correlated equations significantly (by 16 percentage points) increases the share of correctly predicted crisis episodes while only slightly (by 7 percentage points) reducing the proportion of correctly predicted non-crisis episodes. Third, our system can predict an approaching crisis earlier, by 1–4 quarters, in comparison with similar single models. Our results complement the literature on forecasting recessions and credit crises. Fourth, it is revealed that the models which have been constructed on developed countries allow one to predict crisis events for Russia. The model we have constructed correctly predicts 100% of joint crisis episodes and 92% of joint non-crisis episodes in the training sample as well as 86% of joint crisis and 90% of joint non-crisis episodes in the testing sample for Russia.

Keywords: cross-country analysis, business cycles, credit cycles, bivariate dynamic probit, crisis prediction, in-sample forecasting, out-of-sample forecasting.

JEL: C34, G21, G33.

References

1. Achkasov Yu. Model' otsenivaniya VVP Rossii na osnove tekushchey statistiki: modifikatsiya podkhoda [Nowcasting of the Russian GDP Using the Current Statistics: Approach Modification]. *Bank Rossii, Seriya dokladov ob ekonomicheskikh issledovaniyakh [Bank of Russia, Economic Research Report Series]*, no. 8, 2016.
2. Demidov O. Razlichnye indeksy prognozirovaniya ekonomicheskoy aktivnosti v Rossii [Different Indexes for Forecasting Economic Activity in Russia]. *Kvantil' [Quantile]*, 2008, no. 5, pp. 83-102.
3. Dubovskiy D. L., Kofanov D. A., Sosunov K. A. Datirovka rossiyskogo biznes-tsikla [Dating of the Russian Business Cycle]. *Ekonomicheskij zhurnal VShE [HSE Economic Journal]*, 2015, vol. 19, no. 4, pp. 554-575.
4. Pestova A. A. Predskazanie povorotnykh toчек biznes-tsikla: pomogayut li peremennyye finansovogo sektora? [Predicting Turning Points of the Business Cycle: Do Financial Sector Variables Help?]. *Voprosy ekonomiki*, 2013, no. 7, pp. 63-81.
5. Porshakov A. S., Ponomarenko A. A., Sinyakov A. A. Otsenka i prognozirovaniye VVP Rossii s pomoshch'yu dinamicheskoy faktornoy modeli [Nowcasting and Short-Term Forecasting of Russian GDP with a Dynamic Factor Model]. *Zhurnal Novoy ekonomicheskoy assotsiatsii [Journal of the New Economic Association]*, 2016, no. 2, pp. 60-76.
6. Smirnov S. V., Kondrashov N. V., Petronevich A. V. Povоротnye tochki rossiyskogo ekonomicheskogo tsikla 1981-2015 gg. [Dating Turning Points of the Russian Economic Cycle, 1981-2015]. *Ekonomicheskij zhurnal VShE [HSE Economic Journal]*, 2015, vol. 19, no. 4, pp. 534-553.
7. Solntsev O. G., Pestova A. A., Mamonov M. E., Magomedova Z. M. Opyt razrabotki sistemy rannego opoveshcheniya o finansovykh krizisakh i prognoz razvitiya bankovskogo sektora na 2012 g. [Experience in Developing Early Warning System for Financial Crises and the Forecast of Russian Banking Sector Dynamic in 2012]. *Zhurnal Novoy ekonomicheskoy assotsiatsii [Journal of the New Economic Association]*, 2011, no. 12, pp. 41-76.
8. Styrin K., Potapova V. *Operezhayushchiy indikator VVP RenKap-RESH: luchshe i ran'she [RenKapNES Leading GDP Indicator: Better and Earlier]*, 2009. <https://research.rencap.com/eng/download.asp?id=10506>.
9. Ahrens R. Predicting Recessions with Interest Rate Spreads: A Multicountry Regime-Switching Analysis. *Journal of International Money and Finance*, 2002, vol. 21, no. 4, pp. 519-537.
10. Aikman D., Haldane A. G., Nelson B. D. Curbing the Credit Cycle. *The Economic Journal*, 2015, vol. 125, no. 585, pp. 1072-1109.
11. Alessi L., Detken C. Identifying Excessive Credit Growth and Leverage. *Journal of Financial Stability*, 2018, vol. 35(C), pp. 215-225.

12. Antunes A., Bonfim D., Monteiro N., Rodrigues P. M. M. Forecasting Banking Crises with Dynamic Panel Probit Models. *International Journal of Forecasting*, 2018, vol. 34, no. 2, pp. 249-275.
13. Babecký J., Havránek T., Matějů J., Rusnák M., Šmídková K., Vašíček B. Banking, Debt, and Currency Crises in Developed Countries: Stylized Facts and Early Warning Indicators. *Journal of Financial Stability*, 2014, vol. 15(C), pp. 1-17.
14. Brunnermeier M. K., Sannikov Y. A Macroeconomic Model with a Financial Sector. *American Economic Review*, 2014, vol. 104, no. 2, pp. 379-421.
15. Candelon B., Dumitrescu E. I., Hurlin C., Palm F. C. Multivariate Dynamic Probit Models: An Application to Financial Crises Mutation. *Working Papers HAL*, no. 00630036, 2013.
16. Chodorow-Reich G. The Employment Effects of Credit Market Disruptions: Firm-Level Evidence from the 2008-9 Financial Crisis. *The Quarterly Journal of Economics*, 2014, vol. 129, no. 1, pp. 1-59.
17. Christiansen C., Eriksen J. N., Møller S. V. Forecasting US Recessions: The Role of Sentiment. *Journal of Banking & Finance*, 2014, vol. 49(C), pp. 459-468.
18. Claessens S., Kose M., Terrones M. How Do Business and Financial Cycles Interact? *Journal of International Economics*, 2012, vol. 87, no. 1, pp. 178-190.
19. Drehmann M., Borio C., Tsatsaronis K. Characterising the Financial Cycle: Don't Lose Sight of the Medium Term! *Bank for International Settlements, Working Paper*, no. 380, 2012.
20. Estrella A., Mishkin F. S. Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators. *The Review of Economics and Statistics*, 1998, vol. 80, no. 1, pp. 45-61.
21. Falcetti E., Tudela M. What Do Twins Share? A Joint Probit Estimation of Banking and Currency Crises. *Economica*, 2008, vol. 75, no. 298, pp. 199-221.
22. Gambetti L., Musso A. Loan Supply Shocks and the Business Cycle. *Journal of Applied Econometrics*, 2017, vol. 32, no. 4, pp. 764-782.
23. Gertler M., Kiyotaki N. Financial Intermediation and Credit Policy in Business Cycle Analysis. In: Friedman B. M., Woodford M. (eds.). *Handbook of Monetary Economics*. Amsterdam, Elsevier, 2011, vol. 3, pp. 547-599.
24. Gertler M., Kiyotaki N., Prestipino A. A Macroeconomic Model with Financial Panics. *The Review of Economic Studies*, 2020, vol. 87, no. 1, pp. 240-288.
25. Harding D., Pagan A. Dissecting the Cycle: A Methodological Investigation. *Journal of Monetary Economics*, 2002, vol. 49, no. 2, pp. 365-381.
26. He Z., Krishnamurthy A. A Model of Capital and Crises. *The Review of Economic Studies*, 2012, vol. 79, no. 2, pp. 735-777.
27. Jorda O., Schularick M., Taylor A. When Credit Bites Back. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2013, vol. 45, no. 2, pp. 3-28.
28. Kaminsky G. L., Reinhart C. M. The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems. *American Economic Review*, 1999, vol. 89, no. 3, pp. 473-500.
29. Kauppi H., Saikkonen P. Predicting U.S. Recessions with Dynamic Binary Response Models. *The Review of Economics and Statistics*, 2008, vol. 90, no. 4, pp. 777-791.
30. Liu W., Moench E. What Predicts US Recessions? *International Journal of Forecasting*, 2016, vol. 32, no. 4, pp. 1138-1150.
31. Lopez-Salido D., Stein J., Zakrajsek E. Credit-Market Sentiment and the Business Cycle. *The Quarterly Journal of Economics*, 2017, vol. 132, no. 3, pp. 1373-1426.
32. Ng E. C. Y. Forecasting US Recessions with Various Risk Factors and Dynamic Probit Models. *Journal of Macroeconomics*, 2012, vol. 34, no. 1, pp. 112-125.
33. Nyberg H. Dynamic Probit Models and Financial Variables in Recession Forecasting. *Journal of Forecasting*, 2010, vol. 29, no. 1, pp. 215-230.
34. Pestova A. A. Leading Indicators of the Business Cycle: Dynamic Logit Models for OECD Countries and Russia. *HSE Working Papers, BRP 94/EC/2015*, 2015.
35. Reinhart C. M., Rogoff K. S. The Aftermath of Financial Crises. *American Economic Review*, 2009, vol. 99, no. 2, pp. 466-472.
36. Schularick M., Taylor A. Credit Booms Gone Bust: Monetary Policy, Leverage Cycles, and Financial Crises, 1870-2008. *American Economic Review*, 2012, vol. 102, no. 2, pp. 1029-1061.