

Л.Г. Гадий

АО «Альфа-Банк», Москва

Е.Д. Джаохадзе

РАНХиГС, Москва

А.М. Киюцевская

АО «Альфа-Банк», Москва

М.Е. Чембулатова

ИЭП им. Е.Т. Гайдара, Москва

Ценовая и финансовая стабильность: возможно ли противоречие между этими целями Банка России¹

Аннотация. После мирового кризиса перед монетарными властями многих стран была поставлена дополнительная цель, заключающаяся в обеспечении финансовой стабильности. Сложность решения этой задачи связана с отсутствием общепринятых определений и количественных показателей финансовой стабильности. Более того, нет единого мнения о соотношении целей обеспечения стабильности цен, являющейся основной для большинства центральных банков, и поддержания стабильности финансовой системы. Полученные в данной работе оценки соотношения целей Банка России в обеспечении ценовой и финансовой стабильности с использованием динамических корреляций, рассчитанных в многомерных DCC-GARCH-моделях, позволяют заключить, что, обеспечивая стабильность цен, Банк России в 2006–2019 гг. содействовал достижению финансовой стабильности. Противоречия же между этими целями возникли только в неблагоприятных условиях. Обоснованность этого вывода подтверждают результаты регрессионного анализа, которые свидетельствуют о значимости дамми-переменной на кризисные периоды, тогда как ни деловая активность, ни процентная политика Банка России не имеют статистически значимого влияния на соотношение его целей.

Ключевые слова: *монетарные власти, ценовая стабильность, финансовая стабильность, конфликт целей, индекс финансовой стабильности, таргетирование инфляции.*

Классификация JEL: E52, E58, E42, G18.

DOI: 10.31737/2221-2264-2020-47-3-3

1. Введение

Эволюция целей монетарных властей после 1970 г. определялась влиянием последовательного повышения интегрированности мировой экономики и получения монетарными властями институциональной и операционной независимости. В этих условиях обеспечение и поддержание стабильности цен становится одной из их целей. Значимой она является вне зависимости от реализуемого режима денежно-кредитной политики (ДКП), а ключевой – в рамках таргетирования инфляции. Сегодня диапазон задач, решаемых регуляторами, существенно расширился, в связи с чем вопрос о взаимозависимости между целями и инструментами их достижения приобретает особую значимость.

¹ Точка зрения, изложенная в данной статье, отражает исключительно позицию авторов. Все ошибки, неточности, если таковые будут обнаружены в работе, принадлежат авторам и ответственность за содержание этой статьи также несут только авторы.

Еще в работе (Tinbergen, 1952) было показано, что для достижения каждой из целей монетарными властями может быть задействован строго определенный круг инструментов. В 1990-х годах появился ряд работ, авторы которых подтверждали, что это справедливо и для целей по обеспечению ценовой и финансовой стабильности (Goodhart, Schoenmaker, 1995; Svensson, 1997). В исследовании (Cesa-Bianchi, Rebucci, 2016) было продемонстрировано, что в США в периоды негативных шоков, когда ставка процента выступает в качестве единственного инструмента для сглаживания макроэкономических и финансовых колебаний, возникает конфликт целей. Однако после включения в модель нескольких инструментов – ставки процента и макропруденциальных мер – проблема выбора между целями была решена.

Доминировавшее до глобального кризиса 2008–2009 гг. представление заключалось в том, что ценовая стабильность не только связана положительно с обеспечением финансовой стабильности, но и создает условия для ее достижения (Blot et al., 2015; Schwartz, 1995). При этом преследование монетарными властями иных целей не должно препятствовать достижению стабильности цен, если эта задача является первоочередной. Так, в (Gertler, Bernanke, 1989) отмечается, что при проведении денежно-кредитной политики (ДКП) необходимо принимать во внимание динамику цен активов в той мере, в которой она способна повлиять на достижение ценовой стабильности. До кризиса 2008–2009 гг. только в единичных работах, например в (Rajan, 2006), отмечалось, что политика, нацеленная на обеспечение ценовой стабильности, может спровоцировать нестабильность финансовую, так как низкие ставки процента способствуют к увеличению принимаемых экономическими агентами финансовых рисков. Доказательством этого могут служить примеры финансовой нестабильности, возникавшей в условиях устойчиво низких темпов инфляции (например, кризис доткомов в 2001 г., ипотечный кризис 2007–2008 гг. в США). Таким образом, оказывается важным изучение направлений взаимного влияния целей монетарных властей, т.е. порождает ли ценовая стабильность финансовую или финансовая ценовую, или между ними возможно противоречие.

Учитывая, что с 2013 г. в перечень целей Банка России входят развитие и обеспечение стабильности финансового рынка, а с 2014 г. в качестве основной цели рассматривается достижение ценовой стабильности, целью нашего исследования является эмпирическая оценка соотношения поставленных перед регулятором целей и выявление детерминант этого соотношения. Наша работа заполняет пробел – отсутствие подобных исследований на российских данных – и дополняет пласт литературы, посвященной данной тематике. Практическая значимость данного исследования определяется результатами, свидетельствующими о формировании конфликта целей Банка России, заключающихся в обеспечении ценовой и финансовой стабильности (ЦФС), только в кризисных условиях и его отсутствии в иных случаях.

2. Эмпирические исследования соотношения между ценовой и финансовой стабильностью

В эмпирической литературе, посвященной обеспечению ценовой и финансовой стабильности монетарными властями, можно выделить три основных направления: 1) влияние режима ДКП на потенциал политики регуляторов по обеспечению финансовой стабильности; 2) влияние ДКП и ее целей на вероятность возникновения финансовых кризисов; 3) динамика соотношения показателей, выступающих в качестве характеристик ЦФС.

В (Woodford, 2012) отмечается, что ДКП воздействует на риски финансовой стабильности, в частности при применении режима гибкого таргетирования инфляции. Эмпирически это подтверждается в (Cosgıř, Nucu, 2013), где авторы показали, что в странах с режимом таргетирования инфляции и плавающим валютным курсом ДКП значимо влияет на финансовую стабильность. В (Issing, 2003) автор отмечает, что ценовая стабильность в условиях таргетирования инфляции положительно влияет на финансовую стабильность, и наоборот, что делает эти цели взаимодополняющими. Противоположный результат был получен в работе (Merafe, 2016), автор которой, оценивая опыт десяти развивающихся стран², шесть из которых перешли к режиму таргетирования инфляции, заключает, что этот режим не ведет к повышению стабильности на финансовых рынках. Более того, фондовый и валютный рынки в таргетирующих инфляцию странах подвержены большей волатильности, чем в странах, не придерживающихся этого режима.

В блоке исследований влияния ДКП и целей центральных банков на вероятность возникновения финансовых кризисов, например в (De Graeve et al., 2008), авторы предполагают, что выбор между целями достижения ценовой и финансовой стабильности возникает уже на уровне банковского сектора. Для проверки этой гипотезы реализован интегрированный микро-макро подход на данных банковского сектора Германии за 1995–2004 гг. Так, для оценки вероятности возникновения у отдельных банков проблем, связанных с дефолтами, слияниями и поглощениями, использовалась логит-модель, учитывающая микроэкономические эффекты и возможную нелинейную взаимосвязь между ЦФС. Макроэкономические эффекты были оценены в модели структурной векторной авторегрессии (SVAR), включающей темп роста выпуска, темп инфляции, ставку процента и оценки вероятности возникновения проблем у банков, полученные в микромодели. В итоге авторы заключают, что ужесточение ДКП в среднем повышает вероятность возникновения проблем у банков.

В (Kakes, Ullersma, 2003) отмечается, что стабильность цен способна снизить неопределенность будущих экономических условий и потенциальные финансовые риски. В работе показано, что отсутствие банковских кризисов или их малое число может объясняться

² ЮАР, Бразилия, Мексика, Чили, Южная Корея, Венгрия, Индия, Россия, Пакистан, Аргентина.

жестким регулированием финансовых рынков. Стабильность цен способна снизить вероятность финансовых кризисов, но не гарантирует стабильности финансовой системы, так как рост цен активов и расширение кредитования, усиливая друг друга, формируют излишний оптимизм экономических агентов в условиях ценовой стабильности и могут спровоцировать формирование инфляционно-кредитной спирали.

В (García-Herrero, Del Rio Lopez, 2003) авторы показали, что высокая степень независимости центрального банка и сосредоточение в его руках и регуляторных, и надзорных функций снижает вероятность возникновения банковских кризисов.

В числе работ, посвященных исследованию соотношения характеристик ценовой и финансовой стабильности, можно выделить работу (Blot et al., 2015), авторы которой анализируют корреляции характеризующих ЦФС индикаторов. Гипотеза авторов состоит в том, что стабильность цен положительно коррелирует с финансовой, и это соотношение – постоянное. Для ее проверки были применены три подхода: корреляционный анализ, методология векторных авторегрессий (VAR) и динамические условные корреляции (DCC–GARCH). В качестве показателей финансовой стабильности для США авторы используют индекс финансового стресса Федерального резервного банка Сент-Луиса, для еврозоны – композитный показатель системного стресса Европейского центрального банка. Ценовая стабильность характеризуется в обоих случаях динамикой индекса потребительских цен (ИПЦ) и дефлятора ВВП в качестве альтернативы. В рамках корреляционного анализа авторы не обнаружили положительной взаимосвязи между ценовой и финансовой стабильностью ни в США, ни в еврозоне. По результатам оценивания VAR авторы заключают, что инфляционные шоки в США с декабря 1993 г. по декабрь 2012 г. приводили к росту финансовой нестабильности, причем в случае измерения ценовой стабильности как ИПЦ шок значим более 12 месяцев, а в случае использования дефлятора ВВП – лишь несколько месяцев. В то же время шоки финансовой нестабильности приводили к снижению уровня инфляции. Аналогичный результат получен и для еврозоны в период с января 1999 г. по декабрь 2012 г.

В результате оценивания DCC–GARCH авторы (Blot et al., 2015) заключают, что корреляция между финансовой и ценовой стабильностью волатильна и может быть как положительной, так и отрицательной. На следующем этапе авторы анализировали влияние макроэкономических и политических факторов на корреляцию между ценовой и финансовой стабильностью, включив в модель переменные, характеризующие бизнес-цикл (темпы роста промышленного производства и фиктивная переменная финансового кризиса), ДКП (темпы роста денежного агрегата или ставки процента монетарных властей) и непосредственно индикаторы ЦФС. Так, авторы выявили, что при наиболее высокой (выше среднего значения) финансовой нестабильности

наблюдается более высокая корреляция между показателями ценовой и финансовой стабильности. Также корреляция между этими показателями возрастает при высоких темпах роста промышленного производства и денежного предложения (например, в США). В меньшей степени это явление характерно для более высоких темпов инфляции. В работе также показано, что влияние процентной ставки монетарных властей на корреляцию между этими показателями незначимо.

В (Apostolakis, Papadopoulos, 2019), анализируя импульсные отклики, авторы обнаружили, что положительный шок темпов роста ВВП негативно влияет на показатель финансового стресса, однако при повышении финансового стресса темп роста ВВП снижается. При этом в условиях инфляционного шока увеличивается значение показателя финансового стресса. В то же время тест на причинность, по Грейнджеру, показал наличие причинности в направлении от показателя финансового стресса к ИПЦ, а не наоборот, что опять же ставит под сомнение доминировавшую до кризиса 2008–2009 гг. гипотезу о том, что ценовая стабильность гарантирует обеспечение стабильности финансовой.

Таким образом, эмпирические исследования подтверждают, что цели обеспечения ЦФС могут как поддерживать друг друга, так и противоречить друг другу. В связи с этим актуальным остается вопрос о соотношении рассматриваемых целей. Данный вопрос мало изучен в отношении политики Банка России, хотя и является значимым с практической точки зрения.

3. Анализ соотношения целей обеспечения ЦФС Банком России

Начиная с 2013 г., помимо традиционных функций, Банк России проводит политику развития финансового рынка и обеспечения его стабильности. Учитывая, что в ноябре 2014 г. в качестве основной цели ДКП регулятор обозначил стабильность цен, нами проведено исследование ее соотношения с целью обеспечения финансовой стабильности.

3.1. Подходы к оценке соотношения целей Банка России и используемые данные

При исследовании соотношения целей Банка России в качестве показателя ценовой стабильности использованы годовые темпы роста потребительских цен, обозначенные регулятором в качестве целевого ориентира. Показателем финансовой стабильности выступает индекс финансового стресса, рассчитываемый рейтинговым агентством АКРА³.

³ Аналитическое кредитное рейтинговое агентство (АКРА) – российское рейтинговое агентство, вопрос о создании которого стал актуальным после понижения ведущими мировыми рейтинговыми агентствами кредитных рейтингов России до спекулятивного уровня в начале 2015 г. Оно учреждено 20 ноября 2015 г. Акционерами АКРА стали 27 крупнейших российских компаний и финансовых институтов с долями 3,7% уставного капитала, общий объем которого составил более 3 млрд руб. Агентство строится в соответствии с новейшими регулятивными требованиями и своей основной задачей видит обеспечение российского рынка качественным рейтинговым продуктом (<https://www.acra-ratings.ru/about>). В августе 2016 г. агентство было аккредитовано при Центральном банке РФ. Основная цель деятельности организации – присвоение кредитных международных рейтингов российским эмитентам (https://www.banki.ru/wikibank/rossiyskoe_analiticheskoe_kreditnoe_reytingovoe_agentstvo_akra/).

Согласно представленному обзору эмпирических работ были выбраны три способа оценки соотношения целей поддержания ЦФС: корреляционный анализ, тест Грейнджера, анализ динамических корреляций, рассчитанных в модели DCC–GARCH.

Простейшим методом решения поставленной задачи является корреляционный анализ, в рамках которого рассчитывается коэффициент парной корреляции.

Второй метод – тестирование показателей на наличие причинности по Грейнджеру, нулевая гипотеза которого заключается в отсутствии таковой между индикаторами, т.е. переменная Y не является причиной по Грейнджеру для переменной X , если

$$E\left[X_{T+h} - \left(\hat{X}_{T+h} | \Omega_T^X\right)\right]^2 \leq E\left[X_{T+h} - \left(\hat{X}_{T+h} | \Omega_T^{X,Y}\right)\right]^2, \quad h = 1, 2, \dots,$$

где Ω_T^X – информационное множество, содержащее значения X_T, X_{T-1}, \dots ; Ω_T^Y – информационное множество, содержащее значения Y_T, Y_{T-1}, \dots ; $\Omega_T^{X,Y}$ – объединение множеств Ω_T^X и Ω_T^Y ; $\hat{X}_{T+h} | \Omega_T^X = E(X_{T+h} | \Omega_T^X)$.

Для определения взаимосвязи индекса АКРА и ИПЦ используется многомерная модель DCC–GARCH. Получение оценок динамических корреляций происходит посредством выполнения двухшаговой процедуры: на первом этапе формируются остатки одномерных моделей GARCH и оценки их условной волатильности (Engle, 2002). На втором шаге с помощью ковариаций стандартизированных остатков, рассчитанных на первом этапе, определяются оценки параметров изменяющейся во времени корреляционной матрицы.

Многомерная модель GARCH – спецификация условного среднего значения и условной дисперсии, где дисперсия случайных ошибок ε_t является функцией предыдущих инноваций $\varepsilon_{i,t}^2$ и предыдущих условных дисперсий $\sigma_{i,t}^2$:

$$\begin{cases} Y_t = \beta X_{t-1} + \varepsilon_t; \\ \varepsilon_t = H_t^{1/2} v_t; \\ H_t = D_t^{1/2} R_t D_t^{1/2}, \end{cases}$$

где Y_t – вектор зависимых переменных (в нашем случае это динамика потребительских цен к соответствующему периоду предыдущего года; индекс финансового стресса АКРА; макропеременные); X_{t-1} – вектор объясняющих переменных, который содержит зависимые переменные; v_t – вектор одинаково нормально распределенных независимых инноваций; H_t – вариационно-ковариационная матрица остатков; D_t – диагональная матрица условных дисперсий. В двумерном DCC–GARCH данная диагональная матрица имеет вид

$$D_t = \begin{pmatrix} \sigma_{1,t}^2 & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t}^2 \end{pmatrix}.$$

Каждая условная дисперсия в соответствии с моделью GARCH (1, 1) равна

$$\sigma_{i,t}^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \sigma_{i,t-1}^2 + \gamma_2 \varepsilon_{i,t-1}^2.$$

Получив оценки условных волатильностей для каждого рассматриваемого ряда (АКРА, ИПЦ и макропеременные (в многомерных спецификациях DCC–GARCH)) из модели GARCH, переходим ко второму этапу. Модель DCC–GARCH (модель динамических условных корреляций) является многомерным представлением одномерного процесса GARCH, в котором динамическая ковариация вычисляется по условной дисперсии, рассчитанной на первом шаге. Особенность модели DCC–GARCH состоит в том, что условная корреляционная матрица (корреляционная матрица стандартизированных остатков R_t) изменяется во времени и представляет собой долгосрочную корреляцию, вокруг которой происходят колебания. Корреляционная матрица имеет вид

$$\begin{cases} R_t = (\text{diag}(Q_t))^{-1/2} Q_t (\text{diag}(Q_t))^{-1/2}; \\ Q_t = (1 - \theta_1 - \theta_2) \bar{Q} + \theta_1 u_{t-1} u'_{t-1} + \theta_2 Q_{t-1}, \end{cases}$$

где N – число рассматриваемых рядов (ИПЦ, АКРА, макропеременные); $u_t = [u_{1,t}, u_{N,t}]'$, $u_{i,t} = \varepsilon_{i,t} / \sigma_{i,t}$ – стандартизированные остатки, $i = 1, \dots, N$; Q – ковариационная матрица; θ – вектор неизвестных параметров; \bar{Q} – безусловная ковариационная матрица стандартизированных остатков u_t , которая определяется в каждый момент времени t , такая что $\bar{Q} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T u_{t-1} u'_{t-1}$; T – число наблюдений.

Для обеспечения положительной определенности матрицы R_t параметры θ_1 и θ_2 должны быть положительны, а их сумма не должна превышать единицы. Динамика условных корреляций в моделях DCC–GARCH объясняется их зависимостью от предыдущих значений шоков, скорректированных на волатильность: одинаково направленные остатки ведут к увеличению условных корреляций, разнонаправленные – к уменьшению. Иными словами, однонаправленные колебания пар индексов (в данном случае АКРА и ИПЦ) будут увеличивать корреляцию (в положительную сторону). Если $\theta_1 = \theta_2 = 0$, то модель сводится к постоянной модели условной корреляции. Оценка R_t формируется на основе логарифмической функции максимального правдоподобия:

$$L(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(n \ln(2\pi) + \ln |H_t| + u'_t (H_t)^{-1} u_t \right),$$

где n – размерность модели (в нашем случае $n = 2$).

Наиболее простой спецификацией корреляционной матрицы является экспонента, выраженная в виде геометрически взвешенного среднего значения стандартизированных остатков. Определить элемент $\rho_{i,j,t}$ корреляционной матрицы в каждый момент времени можно по формуле

$$[R_t]_{i,j} = \rho_{i,j,t} = \sum_{s=1}^{t-1} \lambda^s \varepsilon_{i,t-s} \varepsilon_{j,t-s} / \sqrt{\left(\sum_{s=1}^{t-1} \lambda^s \varepsilon_{i,t-s}^2 \right) \left(\sum_{s=1}^{t-1} \lambda^s \varepsilon_{j,t-s}^2 \right)},$$

где $i, j = 1, 2$; λ – коэффициент сглаживания, который должен быть одинаковым для каждого рассматриваемого ряда (ИПЦ, АКРА, макро-

переменные), чтобы обеспечить положительную определенность матрицы.

Для построения DCC–GARCH используются показатели: *CPI_Y* – темп роста ИПЦ к соответствующему периоду предыдущего года (переменная, характеризующая ценовую стабильность); *ACRA.FSI* – индекс финансового стресса АКРА, усредненный за соответствующий месяц (переменная, характеризующая финансовую стабильность); *MON* – темп роста денежной массы М2 к соответствующему периоду предыдущего года; *DB* – темп роста денежной базы (в широком определении) к соответствующему периоду предыдущего года; *REPO_1D* – процентная ставка РЕПО (за 1 день); *MIACR_1D* – процентные ставки МИАКР⁴ (за 1 день); *MMVB* – логарифм индекса ММВБ; *CREDIT* – темп роста объема кредитов, предоставленных нефинансовым организациям и населению (к соответствующему периоду прошлого года). В отличие от остальных переменных индексы АКРА и ММВБ входят в модель не в темпах роста, а в уровнях.

3.2. Результаты

Рассмотрим полученные с использованием описанных выше методов результаты оценивания соотношения между целями Банка России – обеспечением ЦФС. Коэффициент парной корреляции, равный 0,55, свидетельствует о положительной, но слабой связи между темпами роста цен на потребительском рынке России и состоянием финансовой системы. Результаты теста на причинность по Грейнджеру не позволили отвергнуть гипотезу об ее отсутствии между АКРА и ИПЦ в обоих направлениях (табл. 1).

Таблица 1

Результаты теста Грейнджера

Зависимая переменная	χ^2 -статистика	P-value
ИПЦ	1,55	0,46
Индекс АКРА	4,49	0,11

Источник: расчеты авторов.

Следуя (Blot et al., 2015), для получения динамических оценок корреляции между ценовой и финансовой стабильностью была применена базовая модель DCC–GARCH (1, 1), построенная на ежемесячных данных с января 2006 по июль 2019 г. Все используемые временные ряды предварительно были проверены на наличие единичного корня с помощью расширенного теста Дики–Фуллера и KPSS. Все ряды, за исключением индекса АКРА, – нестационарные (I(1)) и использовались в первых разностях.

Спецификации моделей, используемые для построения оценок корреляций во времени DCC–GARCH: 1) оценка корреляции между АКРА и ИПЦ; 2) оценка корреляции между АКРА и ИПЦ с учетом

⁴ MIACR (Moscow Interbank Actual Credit Rate, МИАКР) – среднемесячные фактические ставки по кредитам, предоставленным московскими банками, рассчитываются как средние арифметические за месяц от дневных средневзвешенных значений ставок MIACR на соответствующий срок (Банк России «Статистический бюллетень Банка России», № 6, 2020 г.).

ставки MIACR, темпа роста денежной массы; 3) оценка корреляции между АКРА и ИПЦ с учетом ставки MIACR, индекса ММВБ (лаг), объема кредитов нефинансовых организаций и населения (лаг); 4) оценка корреляции между АКРА и ИПЦ с учетом ставки MIACR, денежной массы, индекса ММВБ (лаг), объема кредитов нефинансовых организаций и населения (лаг).

Результаты ARCH-LM теста на авторегрессионную условную гетероскедастичность остатков представлены в табл. 2. В большинстве случаев гипотеза об отсутствии ARCH-эффекта отвергается (в частности, для АКРА и ИПЦ), что говорит о том, что DCC-GARCH подходит для описания корреляционной зависимости между АКРА и ИПЦ.

Таблица 2

Результаты ARCH-LM-теста

Ошибки модели GARCH(1, 1)	χ^2 -статистика	P-value
ACRA.FSI	42,61	0,00
CPI_Y	42,37	0,00
MIACR_1D	28,04	0,00
REPO_1D	57,65	0,00
MON	33,76	0,00
DB	5,91	0,32
MMVB	66,65	0,00
CREDIT	0,34	1,00

Источник: расчеты автора.

Построенная уже на первом этапе корреляция в модели DCC-GARCH между ИПЦ и индексом АКРА, не учитывающая влияния макроэкономических факторов, свидетельствует о неустойчивости во времени соотношения между ценовой и финансовой стабильностью в России (рис. 1).

Наибольшие отрицательные значения корреляции между показателями ЦФС, составляющие $-0,24$ и $-0,23$, приходятся на 2008–2009 гг. и 2015–2016 гг. соответственно, т.е. на периоды, характеризующиеся неблагоприятными экономическими условиями в России. Эти расчеты подтверждают гипотезу о том, что в подобных условиях рассматриваемые цели могут противоречить друг другу. При этом в 2011 и 2013 г. минимальные значения корреляций не достигали $-0,05$ и $-0,10$ соответственно.

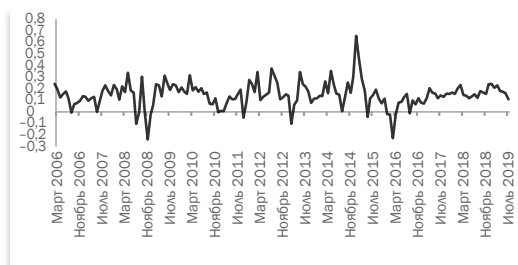
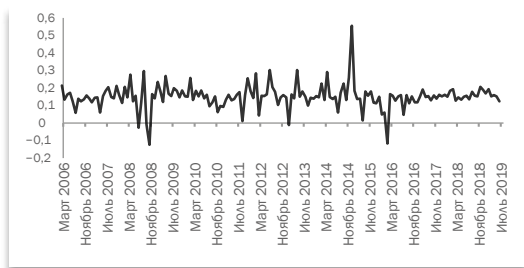


Рис. 1

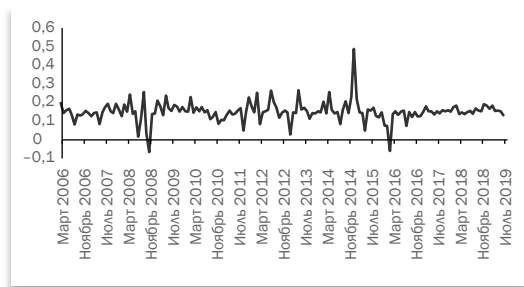
Корреляции между АКРА и ИПЦ

Источник: расчеты авторов.

**Рис. 2**

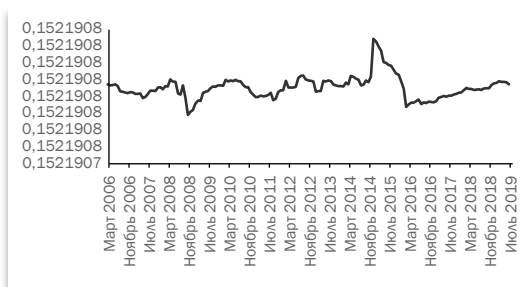
Корреляция с учетом ставки М1АСР, индекса ММВБ (лаг) и объема кредитов нефинансовых организаций и населения (лаг)

Источник: расчеты авторов.

**Рис. 3**

Корреляции с учетом ставки М1АСР, денежной массы, индекса ММВБ и объема кредитов нефинансовых организаций и населения

Источник: расчеты авторов.

**Рис. 4**

Корреляции с учетом ставки М1АСР, денежной базы, индекса ММВБ и объема кредитов нефинансовых организаций и населения

Источник: расчеты авторов.

На следующих этапах в модель динамической корреляции были добавлены макроэкономические факторы, в том числе отражающие состояние отдельных сегментов финансового рынка, являющихся источником рисков для финансовой стабильности.

При включении в модель индикаторов, характеризующих состояние фондового (индекс ММВБ) и кредитного рынков (темп роста кредитования нефинансовых организаций и населения), а также процентной ставки М1АСР, отрицательная зависимость между индикаторами ЦФС выявлена в 2008 г., а также в начале 2013 г. и 2016 г. (рис. 2).

При добавлении в модель темпов роста денежной массы М2, характеризующей состояние денежно-кредитной сферы, отрицательная корреляция между ценовой и финансовой стабильностью сохраняется только в октябре 2008 и январе 2016 г. (рис. 3).

Таким образом, изменения объема денежной массы приводят к тому, что характеристики ЦФС в большей степени изменяются в одном направлении, иными словами, положительная связь между ними усиливается, в том числе за счет перераспределения части организованных сбережений корпораций и населения в условиях кризиса в иностранную валюту, не включаемую в денежную массу М2.

Однако при использовании в качестве детерминанты

соотношения ценовой и финансовой стабильности не денежной массы, а денежной базы, в большей степени контролируемой Банком России, корреляция перемещается в область положительных значений и располагается в узком диапазоне — от 0,15219081 до 0,15219076 (рис. 4).

Полученные результаты указывают на то, что действия Банка России в области ДКП не порождают противоречий между ценовой и финансовой стабильностью. Оценки корреляции располагаются в области положительных значений и остаются устойчивыми на всем интервале с марта 2006 по июль 2019 г. Результаты сохраняются и после замены в моделях ставки МАСР минимальной процентной ставкой на аукционах РЕПО сроком на один день, устанавливаемой непосредственно Банком России и характеризующей направленность ДКП (рис. 5, 6).

Оценки динамических корреляций, полученные после включения в модель индикаторов, характеризующих ДКП Банка России, позволяют заключить, что риски, обуславливающие противоречия между ценовой и финансовой стабильностью, порождаются непосредственно самим финансовым рынком.

Опираясь на расчеты корреляции в динамике с использованием индекса финансового стресса АКРА, правомерно сделать вывод, что в целом обеспечение стабильности цен в России может рассматриваться в качестве необходимого условия для достижения финансовой стабильности, но этот вывод справедлив только в благоприятных условиях. Однако и в этом случае, как свидетельствуют результаты оценивания DCC-GARCH (см. рис. 1–6), корреляция между индикаторами финансовой и ценовой стабильности волатильна.

В большинстве спецификаций наибольшая отрицательная корреляция между показателями ЦФС проявилась в октябре–ноябре 2008 г., когда, несмотря на замедление динамики потребительских цен, финансовая нестабильность нарастала. Так, в ноябре 2008 г. рост потребительских цен замедлился до 13,8% к соответствующему периоду предыдущего года по сравнению с 15,1% в аналогичном исчислении в сентябре 2008 г., тогда как индекс АКРА, напротив, возрос до 5,2 п.п. по сравнению с 2,9 п.п. соответственно.

Отдельные регрессии указывают на отрицательную связь между показателями ЦФС в сентябре 2011 г., когда при укреплении доллара

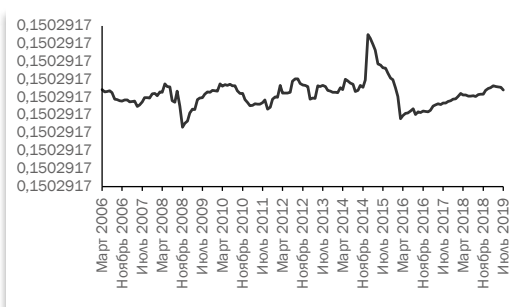


Рис. 5

Корреляция с учетом ставки РЕПО и денежной базы

Источник: расчеты авторов.

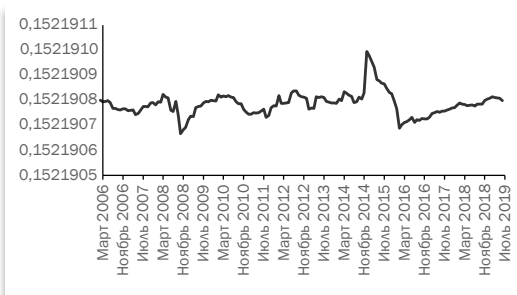


Рис. 6

Корреляция с учетом ставки РЕПО, денежной базы, индекса ММВБ и объема кредитов нефинансовых организаций и населения.

Источник: расчеты авторов.

на мировом финансовом рынке и снижении цен на сырьевые товары рубль обесценился по отношению к доллару на 5,7% за сентябрь, к евро – на 2,3%. Также за сентябрь 2011 г. индекс ММВБ снизился за месяц на 11% (до уровня 1380 п.), индекс РТС – на 19% до 1341,1 п. Подобная динамика фондовых индексов осенью 2011 г. стала реакцией на обострение ситуации на мировых рынках при усилении бюджетных проблем в еврозоне и ожидании новой волны кризиса.

Конфликт между целями достижения ЦФС в 2013 г. произошел в условиях замедления экономического роста в России, обострения ситуации на рынках развитых стран и рецессии в странах еврозоны. В результате, несмотря на замедление динамики потребительских цен с 7,1% в январе 2013 г. к соответствующему периоду предыдущего года до 6,5% в аналогичном исчислении в декабре 2013 г., индекс финансового стресса АКРА возрос с 0,4 п.п. до 0,7 п.п., а в отдельные периоды, например в апреле 2013 г., он достигал 1,2 п.п.

Отрицательная корреляция показателей ЦФС была характерна и для отдельных месяцев 2014–2015 гг. Помимо введения двусторонних санкций, снижения цен на нефть и роста просроченной задолженности по банковским кредитам, повышению напряженности на российском финансовом рынке способствовало завершение программ количественного смягчения и последовательное повышение базовой ставки ФРС США с 0,0–0,25% по состоянию на конец 2014 г. до 0,25–0,5% в 2015 г. Это также спровоцировало рост напряженности и на финансовых рынках большинства развивающихся стран.

В 2015 г. два международных агентства установили суверенный кредитный рейтинг в России ниже инвестиционного уровня: 26 января 2015 г. S&P понизило суверенный рейтинг РФ до уровня ВВ+, и 21 февраля 2015 г. агентство Moody's⁵ до спекулятивного уровня Ba1.

Наибольшая положительная корреляция в большинстве спецификаций модели выявлена в декабре 2014 г., когда ускорение потребительских цен в России до 11,4% к соответствующему периоду предыдущего года сопровождалось повышением финансовой нестабильности, что подтверждает увеличение индекса АКРА до 3,6 п.п.

Помимо рейтингового агентства АКРА, индекс финансового стресса для России рассчитывает компания Goldman Sachs. Однако этот показатель, формируемый по единой методологии для большого числа стран, не позволяет учесть специфических особенностей российской экономики, и в том числе ее зависимость от состояния конъюнктуры цен на мировых сырьевых рынках. В этой связи индекс Goldman Sachs, рассчитываемый для России только с 2007 г., отличается меньшей, по сравнению с индексом АКРА, волатильностью, а их корреляция в 2007–2019 гг. не превышает 0,80. Это не позволяет использовать индекс Goldman Sachs для проверки робастности модели.

Таким образом, выявленная волатильность соотношения целей обеспечения ЦФС Банком России позволяет заключить, что отдельные

⁵ См. «Moody's понизило рейтинг пяти российских компаний с госучастием» (<https://ria.ru/20150226/1049670989.html?in=t>).

случаи их конфликта приходились на периоды нестабильности на внутреннем и/или мировом финансовом рынках. Этот факт обуславливает необходимость применения различных инструментов для поддержания ценовой и финансовой стабильности. Крайне важно выявить факторы, приводящие к изменению силы и направления зависимости между рассматриваемыми показателями. Учитывая, что корреляция между ценовой и финансовой стабильностью с учетом денежной базы на всем протяжении 2009–2019 гг. находится исключительно в области положительных значений, задача определения детерминант, способствующих изменению соотношения между целями Банка России, имеет смысл только в отношении корреляций, полученных в модели DCC–GARCH с учетом процентной ставки M1ACR, темпов роста денежной массы и кредитов, предоставленных нефинансовым организациям и населению (с лагом), а также индекса ММВБ (с лагом). Значения рассчитанных динамических корреляций использовались в качестве зависимой переменной для определения детерминант корреляционного соотношения.

4. Детерминанты соотношения ценовой и финансовой стабильности

4.1. Подходы к оценке детерминант соотношения ценовой и финансовой стабильностей и используемые данные

Выявление детерминант соотношения целей обеспечения ценовой и финансовой стабильности в работе (Blot et al., 2015) осуществлялось с использованием моделей, оцениваемых с помощью метода наименьших квадратов (МНК), а также в предположении о наличии эндогенности двухшагового МНК (2МНК) (Blot et al., 2015).

Для проверки наличия предполагаемой (Blot et al., 2015) эндогенности между рассматриваемыми показателями был проведен тест Дарбина–Ву–Хаусмана. Полученные результаты в большинстве случаев позволили отвергнуть нулевую гипотезу об отсутствии эндогенности. В связи с этим модель оценивалась с применением 2МНК (Ebbes, 2007) с устойчивыми к гетероскедастичности стандартными ошибками Хьюбера–Уайта (Schmidheiny, Basel, 2013). В качестве инструментов использовались индексы АКРА и ИПЦ с двумя лагами, а остальные независимые переменные – с одним лагом. Для проверки качества инструментов был проведен тест Саргана, который не позволил отвергнуть гипотезу об экзогенности инструментов, в то время как тест Крэга–Дональда отверг гипотезу о слабости инструментов.

В качестве детерминант соотношения ценовой и финансовой стабильности, объясняющих изменчивость оценок DCC–GARCH во времени, в модель были включены: переменные, характеризующие бизнес-цикл (темпы роста промышленного производства к соответствующему периоду предыдущего года); монетарные переменные (темп роста денежной массы и денежной базы в широком определении к соот-

ветствующему периоду предыдущего года); процентная ставка (MIACR сроком на 1 день, минимальная процентная ставка на аукционах РЕПО сроком на 1 день, определяемая Банком России); переменные–характеристики финансовой и ценовой стабильности (индикатор финансового стресса АКРА и ИПЦ к соответствующему периоду предыдущего года). Для получения оценок изменений корреляции в кризисные периоды использовалась фиктивная дамми-переменная, принимающая значение 1 на всем периоде кризисов (сентябрь 2008 – сентябрь 2009 г., ноябрь 2014 – февраль 2015 г.), в остальных случаях – 0.

В расчетах использовались объясняющие переменные: D_PER – дамми-переменная на кризисные периоды, принимающая значение 1 – кризисный период, 0 – иначе; CPI_Y – темп роста ИПЦ к соответствующему периоду предыдущего года (переменная, характеризующая ценовую стабильность); ACRA.FSI – индекс финансового стресса АКРА, усредненный за соответствующий месяц; IPP_Y – темп роста ИПП к соответствующему периоду предыдущего года; MON – темп роста денежной массы к соответствующему периоду предыдущего года; MIACR_1D – процентная ставка MIACR (на 1 день); REPO_1D – минимальная процентная ставка на аукционах РЕПО (на 1 день).

4.2. Результаты оценивания и выводы

Полученные 2МНК оценки свидетельствуют о том, что соотношение ценовой и финансовой стабильности зависит от текущей динамики цен и состояния финансовой системы. При более высоких темпах роста потребительских цен положительная корреляция с индексом финансового стресса усиливается, при повышении напряженности на финансовом рынке складываются условия формирования отрицательной зависимости (табл. 3).

В большинстве спецификаций подтвердилась гипотеза об изменении соотношения между ценовой и финансовой стабильностью в неблагоприятных условиях на финансовых рынках, о чем свидетельствует значимость дамми-переменной на периоды кризиса. Этот вывод согласуется с результатами (Blot et al., 2015; Cesa-Bianchi, Rebucci, 2016), подтверждающая необходимость реализации дополнительных мер для достижения целей экономической политики в подобных условиях.

В отличие от полученных в (Blot et al., 2015) результатов незначимым оказался индекс промышленного производства, а также процентные ставки MIACR и РЕПО. При этом если в первом случае речь идет об отсутствии зависимости соотношения между целями Банка России от фазы делового цикла, то незначимость процентных ставок скорее является следствием повышения роли внутреннего денежного рынка и эффективности процентного канала трансмиссионного механизма ДКП лишь после кризиса 2008–2009 гг. Однако в отношении еврозоны в (Blot et al., 2015) авторы также не обнаружили подтверждений значимого влияния динамики промышленного производства и процентных

Таблица 3
Оценки 2МНК

Объясняющая переменная	Модель				
	1	2	3	4	
	Регрессия				
	1	2	3	4	5
<i>ACRA.FSI</i>	-0,10* (-1,75)	-0,07 (-1,17)	-0,05* (-1,73)	-0,10** (-2,03)	-0,07** (-2,04)
<i>CPI_Y</i>	8,33*** (3,66)	9,99*** (3,34)	4,94*** (4,19)	3,47* (1,82)	3,33** (2,35)
<i>IPP</i>	-0,71 (-0,73)	-1,03 (-0,96)	-0,46 (-0,93)	-0,81 (-1,00)	-0,64 (-1,06)
<i>MON</i>	1,30* (1,93)	1,03 (1,39)	0,77** (2,21)	0,44 (0,79)	0,46 (1,11)
<i>MIACR_1D</i>	-0,02 (-0,48)	–	-0,01 (-0,67)	-0,03 (-0,86)	-0,02 (-0,87)
<i>REPO_1D</i>	–	-0,06 (-0,85)	–	–	–
<i>D_PER</i>	0,37** (2,06)	0,29 (1,50)	0,19** (2,08)	0,33** (2,22)	0,25** (2,27)
<i>C</i>	0,22*** (5,25)	0,20*** (4,30)	0,19*** (8,63)	0,22*** (6,30)	0,20*** (7,82)

Примечание. В таблице символами «*», «**», «***» отмечены оценки, значимые на уровне 10, 5 и 1% соответственно, в скобках приведены значения t-статистики.

Источник: расчеты авторов.

ставок на динамическую корреляцию между показателями ценовой и финансовой стабильности.

Итак, полученные нами результаты подтверждают вывод, сформулированный при рассмотрении динамических оценок корреляции между ценовой и финансовой стабильностью, заключающийся в том, что отрицательная зависимость между этими показателями формируется, как правило, в кризисных условиях. Соответственно, именно в эти периоды процентные инструменты, обеспечивающие ценовую стабильность, недостаточны для достижения финансовой стабильности.

5. Заключение

Полученные в исследовании оценки соотношения между целями Банка России в обеспечении ЦФС, которые характеризуются соответственно динамикой потребительских цен и индексом финансового стресса АКРА, на большей части периода с января 2006 по июль 2019 г. располагались в области положительных значений. Это позволяет заключить, что, поддерживая ценовую стабильность, Банк

России способствует достижению стабильности финансовой системы. Отрицательная корреляция между целями регулятора была выявлена только в неблагоприятных условиях, что осложняло задачу поддержания финансовой стабильности, обуславливая необходимость реализации для этого специальных мер. Наш вывод подтверждают результаты регрессионного анализа, в ходе которого выявлена значимость дамми-переменной на кризисные периоды. При этом следует подчеркнуть, что ни процентная политика Банка России, ни динамика промышленного производства не оказывают статистически значимого влияния на соотношение между его целями обеспечения ценовой и финансовой стабильности.

ЛИТЕРАТУРА / REFERENCES

- Apostolakis G., Papadopoulos A.P.** (2019). Financial stability, monetary stability and growth: A PVAR analysis. *Open Economies Review*, 30 (1), 157–178.
- Blaschke W., Jones T., Majnoni G., Peria S.-M.** (2001). Stress testing of financial systems: An overview of issues, methodologies, and FSAP experience. *IMF Working Paper*, wp0188.
- Blot C., Creel J., Hubert P., Labondance F., Saraceno F.** (2015). Assessing the link between price and financial stability. *Journal of Financial Stability*, 16, 71–88.
- Cesa-Bianchi A., Rebucci A.** (2016). Does easing monetary policy increase financial instability? *National Bureau of Economic Research*, no. w22283.
- Cocriș V., Nucu E.A.** (2013). Monetary policy and financial stability: Empirical evidence from Central and Eastern European countries. *Baltic Journal of Economics*, 13 (1), 75–98.
- De Graeve F., Kick T., Koetter M.** (2008). Monetary policy and financial (in) stability: An integrated micro-macro approach. *Journal of Financial Stability*, 4 (3), 205–231.
- Ebbes P.** (2007). A non-technical guide to instrumental variables and regressor-error dependencies. *Quantile*, 2, 3–20.
- Engle R.** (2002). Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20, 3, 339–350.
- García-Herrero A., Del Rio Lopez P.** (2003). Financial stability and the design of monetary policy. *Banco de España Working Paper*, 315.
- Gertler M., Bernanke B.** (1989). Agency costs, net worth and business fluctuations. *American Economic Review*, 79, 14–31.
- Goodhart C., Schoenmaker D.** (1995). Should the functions of monetary policy and banking supervision be separated? *Oxford Economic Papers*, 47 (4), 539–560.
- Kakes J., Ullersma C.** (2003). Financial stability in low-inflation environments. Monetary policy in a changing environment. *BIS Papers*, 19, 355–367.
- Merafe I.** (2016). *Monetary policy and financial market stability: Does inflation targeting make a difference?* (Doctoral dissertation).
- Rajan R.G.** (2006). Has finance made the world riskier? *European Financial Management*, 12 (4), 499–533.

- Schmidheiny K.** (2013). The multiple linear regression model. *Short Guides to Micro-econometrics, Version*, 20, 29.
- Schwartz A.J.** (1995). Why financial stability depends on price stability. *Economic Affairs*, 15 (4), 21–25.
- Svensson L.E.O.** (1997). Inflation forecast targeting: Implementing and monitoring inflation targets. *European Economic Review*, 41 (6), 1111–1146.
- Tinbergen J.** (1952). *On the theory of economic policy*. Amsterdam: North-Holland Publishing Company.
- Woodford M.** (2012). Inflation targeting and financial stability. *National Bureau of Economic Research*, no. w17967.

Поступила в редакцию 11.04.2019

Received 11.04.2019

L.G. Gadiy

JSC "Alfa-Bank", Moscow, Russia

E.D. Dzhaokhadze

Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration under the President of the Russian Federation (RANEPA), Moscow, Russia

A.M. Kiyutsevskaya

JSC "Alfa-Bank", Moscow, Russia

M.Ye. Chembulatova

Gaidar institute for economic policy, Moscow, Russia

Price and financial stability: Is there a contradiction between these goals of the Bank of Russia?⁶

Abstract. After the global crisis, the monetary authorities of many countries were given the additional goal of ensuring financial stability. The complexity of the implementation of this task is associated with the lack of generally accepted definition of quantitative indicators of financial stability. Moreover, there is no consensus on the relation of the main goal for most central banks to ensure price stability and the goal of maintaining the stability of the financial system. Estimates of the correlation of the goals of the Bank of Russia to ensure price and financial stability obtained in this work using dynamic correlations calculated using multidimensional DCC–GARCH models allow us to conclude that the Bank of Russia contributed to the achievement of financial stability providing price stability in 2006–2019, and that contradictions between these goals arise only in adverse conditions. The validity of this conclusion is also confirmed by the results of a regression analysis, which also show that neither the business activity nor the interest rate policy of the Bank of Russia has statistically significant effect on the relation of its goals.

Keywords: *monetary authorities, price stability, financial stability, goal conflict, index of financial stability, inflation targeting.*

JEL Classification: E52, E58, E42, G18.

DOI: 10.31737/2221-2264-2020-47-3-3

⁶ The views expressed in the article reflect only the authors' position. All errors and inaccuracies, if any are found in the work, belong to the authors, and responsibility for the content of this article is also borne only by the authors.