

Заявленная и фактическая политика Банка России в 2000–2008 гг.: велико ли различие?*

Андрей Синяков[†]

Сбербанк России, Москва, Россия

Существует точка зрения, что на протяжении 2000–2008 гг. Центральный банк России стремился таргетировать реальный валютный курс, вследствие чего регулярно нарушал свои цели по инфляции. Мы оценили простую структурную пороговую VAR модель для России, чтобы проверить, не встречаются ли на всем рассматриваемом промежутке времени отдельные периоды, когда ЦБ действительно пытался бороться с инфляцией. Наши результаты, основанные на тестировании пороговой VAR-модели, обнаруживают определенные свидетельства в пользу этого: наличие двух режимов в политике ЦБ с эндогенным переключением между режимами, зависящем от инфляции в прошлом месяце, является значимым. Именно изменение таргетируемого показателя, по-нашему мнению, и стало причиной регулярного непопадания ЦБ в цели по инфляции. Эта проблема известна как «доверие к денежно-кредитной политике». Наши выводы означают, что успех адаптации в России таргетирования инфляции зависит от жесткости ЦБ в следовании целям по инфляции.

Ключевые слова: структурная нелинейная векторная авторегрессия, бутстрап, обобщенные функции отклика на импульс, таргетирование инфляции, таргетирование реального валютного курса

Классификация JEL: C32, C12, E52

1 Введение

Мы ставим задачу исследования приоритетов Центрального банка России (ЦБ) в 2000–2008 гг.. А именно: насколько снижение инфляции являлось практическим приоритетом политики Банка России, хотя бы в отдельные периоды в то время? Если ЦБ предпринимал попытки снижения инфляции, то почему инфляция регулярно выходила из целевого диапазона по итогам года?

На протяжении всего десятилетия после кризиса 1998 года конечной целью монетарной политики Банка России, отраженной в «Основных направлениях единой государственной денежно-кредитной политики», являлось снижение инфляции.¹ Помимо этого политика Центрального Банка определялась также необходимостью «сглаживать колебания курса рубля».² Но растущие цены на нефть на мировом рынке при значительной доле экспорта сырьевых товаров в ВВП страны приводили к росту валютной выручки. Это способствовало росту доходов и спроса на импорт и комплиментарные ему услуги, что было причиной роста

*Цитировать как: Синяков, Андрей (2013). «Заявленная и фактическая политика Банка России в 2000–2008 гг.: велико ли различие?» Квантиль, №11, стр. 91–105. Citation: Sinyakov, Andrey (2013). “Declared and actual policy of the Russian Central Bank in 2000–2008: how large is the difference?” Quantile, No.11, pp. 91–105.

[†]Адрес: 117997, Москва, ул. Вавилова, 19. Электронная почта: sinyakovandrey@gmail.com

¹«Основные направления... на 2000 год» — стр. 35, «... на 2011 год» — стр. 35, «... на 2002 год» — стр. 37, «... на 2003 год» — стр. 18, «... на 2004 год» — стр. 20, «... на 2005 год» — стр. 25, «... на 2006 год» — стр. 19, «... на 2007 год» — стр. 18, «... на 2008 год» — стр. 19

²В 2000–2003 гг. курсовая политика предполагала режим плавающего валютного курса, в 2004–2006 гг. режим управляемого плавания с «определенным сдерживанием реального укрепления рубля», в 2007–2008 гг. режим управляемого плавания «направленный на сдерживание инфляции».

цен неторгуемых товаров и реального укрепления курса рубля. Падала конкурентоспособность производителей отечественных импортозамещающих товаров. Негативный эффект для отечественных производителей усиливался избытком валюты на валютном рынке и давлением на номинальный курс рубля, что делало импорт относительно произведенных внутри страны товаров еще дешевле. Перед Банком России стояла задача поддержания высоких темпов роста экономики в рассматриваемый период (задача «удвоения ВВП»). В сложившихся условиях решение такой задачи ЦБ России видел в фактической фиксации номинального курса рубля и накоплении валютных резервов. Эти действия препятствовали удешевлению импорта через номинальное укрепление и замедляли темпы реального укрепления рубля, как показано в Sosunov & Zamulin (2006).

Действительно, такой тип политики на фоне притока валюты позволяет несколько отложить во времени изменение относительных цен отечественных импортозамещающих товаров и неторгуемых товаров к импорту (реальное укрепление), тогда как при плавающем курсе более быстрая по сравнению с ценами корректировка номинального курса привела бы и к быстрой корректировке цен импортозамещающих товаров, что означало бы замедление роста в отечественном производстве, и прежде всего в его более наукоемком импортозамещающем секторе. Таким образом, выбор политики Центральным банком фактически сводился к выбору момента времени, когда на экономику подействуют негативные эффекты «Голландской болезни»: «сегодня», в краткосрочном периоде, но при замедляющейся инфляции из-за укрепления номинального курса, или «завтра», ценой более высоких темпов инфляции, ускоряемой, помимо прочего, нестерилизованным расширением денежной базы при покупках иностранной валюты.

В попытке ответить на главный вопрос предлагается проверить значимость наличия в политике ЦБ в рассматриваемый период двух режимов с эндогенным переключением между режимами, зависящем от прошлой инфляции. При этом в каждый момент времени один из двух режимов является основным. Банк России либо держит номинальный курс, и тогда денежная база эндогенна (учитывая рост цен на нефть в рассматриваемый период — она растёт), либо сдерживает инфляцию, позволяя номинальному курсу укрепиться и таким образом не только уменьшить инфляционное давление, снизив цены импорта в составе индекса потребительских цен, но и предотвратить увеличение денежной базы из-за отсутствия валютных интервенций. Назовем первый режим «RER», а второй «INF» в зависимости от того, что является приоритетом ЦБ в данный конкретный промежуток времени. В качестве переменной, отвечающей за переключение между режимами, были выбраны показатели инфляции: накопленная инфляция с начала года, инфляция в предыдущем месяце с учетом сезонности, за предыдущие три месяца. Использование инфляции, а не реального валютного курса, например, более соответствует тому, что инфляция является конечной целью монетарной политики.

Предлагаемый подход однако не означает, что ЦБ России в своей практике точно или преднамеренно придерживался подобной нелинейной модели принятия решений. Мы лишь предполагаем, что необходимость компромисса между целями по инфляции и выпуску (реальному курсу) на фоне растущих цен на нефть могла привести к действиям ЦБ, хорошо описываемым такой моделью.

Если некоторые режимы политики ЦБ будут обнаружены, каким образом мы можем идентифицировать эти режимы с «RER» и «INF»? Во-первых, мы предполагаем, что инструмент монетарной политики Центрального банка³ будет по-разному реагировать на шоки цены на нефть в этих режимах. Если в течение некоторого периода времени ЦБ отдает приоритет сдерживанию курса рубля (таргетирует реальный валютный курс), то в этом режиме реакция денежной базы на положительный шок цены на нефть будет положительной (а на

³Ряд исследований указывает, что инструментом являлась денежная база.

отрицательный — отрицательной⁴). Мы ожидаем роста денежной базы в результате интервенций по покупке валютной выручки (уменьшения денежной базы из-за распродажи валютных резервов ЦБ). Если же ЦБ переключается во второй режим (пытается таргетировать инфляцию, обеспечить её динамику в рамках целевого диапазона), то на положительный нефтяной шок ЦБ не реагирует или реагирует слабо⁵. Во-вторых, мы ожидаем различной реакции инфляции в ответ на шок цены на нефть. В режиме «RER» инфляция вырастет, а в режиме «INF» инфляция не среагирует или уменьшится⁶. Для отрицательного шока цен на нефть инфляция отреагирует симметрично. Дополнительный интерес представляет исследование реакции денежной базы на шоки инфляции. Подобный анализ, как нам представляется, позволит сделать вывод о возможности идентификации двух режимов с «RER» и «INF».

Данное исследование, как мы надеемся, позволит также ответить на вопрос о целевом уровне параметра, отвечающего за переключение между режимами, значение которого ненаблюдаемо участниками рынка. Отдельный интерес представляет выделение периодов действия того или иного режима.

2 Методология исследования

Моделирование политики Банка России реализовано с применением структурной пороговой VAR модели⁷. TVAR нашли применение в анализе денежной политики и валютных курсов в работах Shen & Chiang (1999), Balke (2000), Atanasova (2003), Но (2005), Tena & Tremayne (2009), Mandler (2010). Общий вид модели:

$$Y_t = b_0^1 + B^1 Y_t + A^1(L)Y_{t-1} + (b_0^2 + B^2 Y_t + A^2(L)Y_{t-1})I(c_{t-d} > \gamma) + U_t, \quad (1)$$

где Y_t — $k \times 1$ вектор переменных, b_0^1, b_0^2 — $k \times 1$ векторы констант, B^1, B^2 — $k \times k$ матрицы с нулями на главной диагонали, $A^1(L), A^2(L)$ — $k \times k$ матричные лаговые полиномы порядка p , c_{t-d} — переменная, отвечающая за переключение (пороговая переменная), γ — константа, порог переключения, $I(\cdot)$ — индикатор-функция, U_t — $k \times 1$ вектор структурных шоков, по предположению i.i.d. с диагональной матрицей ковариаций⁸ и нулевым условным математическим ожиданием.

⁴Это указание необходимо из-за нелинейности модели.

⁵Аналогичные профили реакции на нефтяной шок получены в статье Sosunov & Zamulin (2007), соответственно, для случаев таргетирования реального курса и для случая таргетирования инфляции.

⁶Инфляция растет при таргетировании реального курса по причине того, что ЦБ, чтобы не допустить снижения цен импорта и изменения относительных цен, покупает валютную выручку (накапливает золотовалютные резервы), что приводит к дополнительному росту спроса и на импорт и на внутренние товары, и влечет инфляцию (изменение абсолютных, но не относительных цен). При таргетировании инфляции (или применении смешанного правила политики с оптимальными весами при инфляции и реальном курсе, которое придает больший вес инфляции) в ответ на нефтяной шок, ЦБ допускает изменение относительных цен (реальное укрепление), что снижает выпуск в импортзамещающем секторе, но повышает его в неторгуемом секторе (из-за комплиментарности импорту). Это снижение цен импорта оказывает понижающее влияние на инфляцию в течение некоторого периода времени. Подробнее см. Sosunov & Zamulin (2007).

⁷Все процедуры оценивания, тестирования и построения обобщенных функций импульсного отклика реализованы автором в программе GAUSS 9.0. При написании кода использованы материалы следующих публикаций: Hansen (1997), Pesaran & Shin (1997), Balke (2000), Frances & van Dijk (2000, стр. 125–132), Но (2005).

⁸Предположение одинаковости распределения шоков не является обязательным, в частности условные дисперсии каждого шока могут быть различны. В случае гетероскедастичности структурных шоков качественно выводы остались прежними, в чем легко убедиться, раскомментировав две строки в МНК-процедуре в коде программы для расчета асимптотической ковариационной матрицы коэффициентов по «сэндвичу». Учитывая, что эти различия являются второстепенными в контексте данной работы, было принято решение следовать классическим предпосылкам.

Данные с месячной частотой ограничены периодом с января 2000 года по сентябрь 2008 года. Начало выборки обусловлено восстановлением экономики после кризиса 1998 года, а конец выборки совпадает с началом мирового финансового кризиса 2008 года. В рассматриваемый период наблюдалось давление на курс рубля в сторону его укрепления, и, следовательно, имеет смысл рассмотрение указанной проблематики. Учитывая малое количество наблюдений (105 точек), для оценивания была выбрана наиболее простая модель. Модель включает (именно в этом порядке) месячный темп роста цен на нефть марки Urals⁹, месячную инфляцию по индексу потребительских цен¹⁰, месячный темп роста денежной базы в качестве инструмента монетарной политики ЦБ¹¹. Все данные в процентах. Все ряды были предварительно сезонно-сглажены в пакете Eviews 7.0 с применением процедуры «Census X12». Лаг p равен единице.

Структурные шоки в такой модели, по-нашему мнению, могут быть идентифицированы наложением стандартных ограничений: матрицы B^1 , B^2 имеют нули выше главной диагонали. По предположению цена на нефть — предопределенная переменная, то есть в пределах одного месяца на неё не влияет ни одна из остальных переменных системы¹². Это логично для экономики России. Нефтяные шоки, однако, способны в пределах одного месяца влиять на инфляцию. Это влияние прежде всего проявляется через рост цены топлива на внутреннем рынке. Второй возможный канал влияния — инфляционные ожидания, связанные с эффектом дохода (рост цен неторгуемых товаров) и ростом денежной базы в результате интервенций ЦБ на валютном рынке. Инструмент денежной политики, денежная база, реагирует в пределах одного месяца на оба типа шоков. Уравнение денежной политики обычно располагают последним при идентификации, что предполагает, что Центральный банк быстро реагирует на все шоки экономической системы, изменяя значение инструмента, но действие политики на экономику (в нашем случае только на инфляцию) проявляется с некоторым лагом. Модель из трех переменных позволяет сохранить связь «внешний шок — инфляция — инструмент денежной политики» и таким образом является минимальной для возможности изучить наличие режимов в политике Банка России и его приоритеты с учетом малого числа степеней свободы. Количество оцениваемых структурных параметров в исходной модели равно 34¹³. Чтобы сэкономить степени свободы, в исходную симметричную модель были внесены изменения: цена на нефть сделана экзогенным процессом, после первоначального оценивания из модели убраны некоторые незначимые переменные. В результате количество оцениваемых параметров системы удалось сократить до 20¹⁴. В качестве переменной, отвечающей за переключение, были выбраны: инфляция в предыдущем месяце, инфляция за предыдущие три месяца, накопленная инфляция с начала года. Таким образом, превышение некоторого порогового значения одной из указанных переменных будет означать изменение политики Банка России. Возможны два варианта политики ЦБ при превышении порога переключения. По основному и логичному предположению переключение будет происходить в режим «INF» — противодействия инфляции, её приоритетности. Но возможно, что превышение будет означать, что ЦБ переходит в режим «RER», что контринтуитивно, так как предполагает проведение проинфляционной политики. Но это как раз позволяет подтвердить предположение, что снижение инфляции не является приоритетом Центрального Банка, так

⁹www.eia.doe.gov

¹⁰www.gks.ru

¹¹www.cbr.ru

¹²Поэтому в целях экономии степеней свободы цена на нефть моделировалась как экзогенный процесс относительно остальной системы — простая линейная авторегрессионная модель в первых разностях. Таким образом идентификация нефтяных шоков внутри системы не требовалось.

¹³Шесть констант + шесть параметров матриц B + 18 параметров матриц A + порог + три дисперсии структурных шоков.

¹⁴Три константы (только в первом режиме) + 4 параметра матриц B (три в первом режиме и одна во втором из-за обнуления одновременных эффектов цены на нефть на инфляцию и денежную базу) + 9 параметров матриц A (7 в первом режиме и 2 во втором) + порог + три дисперсии структурных шоков.

как следование этой политике происходит только при низкой стартовой месячной инфляции.

3 Оценивание и тестирование модели

Треугольный вид идентификации структурных шоков позволил упростить оценивание модели. Модель оценивалась рекурсивно посредством применения нелинейного МНК к каждому из уравнений. Оценивание каждого из уравнений обеспечивает состоятельные оценки параметров, несмотря на наличие одновременных регрессоров в правой части, благодаря именно наложению треугольной структуры. Применяя метод концентраций к сетке параметров из пороговых значений (возможные значения порога выбирались так, чтобы в каждом режиме было не менее 15% наблюдений плюс число параметров для каждого из уравнений), были получены МНК-оценки параметров, зависящие от γ . Далее выбором значения γ , соответствующего минимальной обобщенной дисперсии (определитель ковариационной матрицы структурных шоков), была выбрана оптимальная модель. Для данной модели приводятся оценки коэффициентов и их стандартные ошибки (кроме стандартных ошибок для γ ввиду невозможности подсчитать асимптотическое нестандартное распределение), а также тестируется значимость двух режимов, то есть нулевая гипотеза

$$H_0 : b_0^2 = 0, B^2 = 0, A^2(1) = 0 \quad (2)$$

против общей альтернативы. Тестирование осуществлено на основе двух статистик, так называемых *sup-Wald* и *ave-Wald*. Пятипроцентные критические значения статистик были получены бустрапом, описанным в Hansen (1997).

В ряде статей Брюс Хансен (Hansen 1996, 1997, 2000) исследовал проблему тестируемости на нелинейность при неидентифицируемости отдельных параметров при нулевой гипотезе линейности (в частности, порога). Для начала предположим, что исследователю каким-то образом известно истинное значение γ . В этом случае тестирование значимости отклонения модели от линейности может быть реализовано, например, посредством *Wald-теста*

$$W_T(\gamma) = (T - 1)(R\hat{\beta}(\gamma))'(R\hat{V}(\gamma)R')^{-1}(R\hat{\beta}(\gamma)), \quad (3)$$

где T — объем выборки, R — 3×16 матрица из нулей и единиц (селектор), с единицами на местах действия второго режима, $\hat{\beta}(\gamma)$ — 16×1 вектор МНК-оценок коэффициентов модели последовательно от первого уравнения до третьего (при заданном γ), $\hat{V}(\gamma)$ — 16×16 блочно-диагональная матрица (из-за некоррелированности структурных шоков) с блоками разной величины по количеству коэффициентов в уравнении VAR, состоящими из «сэндвичей» состоятельных оценок ковариационных матриц оценок коэффициентов отдельных уравнений для заданного γ . Таким образом, статистика Вальда проверяет значимость отличия от нуля дополнительных коэффициентов в неограниченной (нелинейной) модели. При нулевой гипотезе в случае известного γ статистика $W_T(\gamma)$ имеет асимптотическое χ^2 -распределение с количеством степеней свободы, равным количеству ограниченных на нелинейность коэффициентов.

Более реалистичный случай неизвестного γ существенно усложняет задачу. При нулевой гипотезе параметр γ неидентифицируем (модель «схлопывается» в линейную). Из-за этого стандартные процедуры тестирования не работают. Неидентифицируемость порога не позволяет затабулировать квантили асимптотического распределения из-за его непивотальности. Хансен получил выражение для распределения тестовой статистики, а также показал, как исходное распределение можно трансформировать, чтобы оно стало пивотальным (в последнем и состояла цель его работы). Свои результаты Хансен получает в терминах альтернативной асимптотики, а именно, разности коэффициентов в линейной части модели стремятся к нулю со скоростью \sqrt{T} при росте T . Иными словами, в асимптотике модель становится

линейной, и альтернативная гипотеза (о нелинейности) сходится к нулевой (о линейности). Так появляется принципиальная возможность пивотизировать тестовые статистики на нелинейность. Что это за статистики? Основываясь на работе Davis (1977), Хансен предложил тестировать нулевую гипотезу, используя статистику sup-Wald:

$$\text{sup}W = \sup_{\gamma \in G} (W_T(\gamma)), \quad (4)$$

где G — множество возможных значений γ (в нашей модели — множество значений инфляции в прошлом месяце, квартале, с начала года), составляющих «сетку» при оценивании. Идея состояла в том, чтобы ввести некоторый функционал, способный агрегировать значения статистик, получающихся при различных значениях порога. Другой способ — усреднение:

$$\text{ave}W = \frac{1}{N(G)} \sum_{\gamma \in G} W_T(\gamma). \quad (5)$$

Хансен в Hansen (1996) доказывает теорему о том, что распределение тестовой статистики в «бутстраповском мире»¹⁵ сходится к распределению этой статистики при нулевой гипотезе против локальной альтернативы. Это означает, что, повторяя репликации, можно получить приближение к распределению требуемой статистики при нулевой гипотезе.

Процедура бутстрапа состоит из следующих шагов:

1. Для каждой репликации (из N , у нас $N = 1000$) делается извлечение T случайных величин u_t^* , имеющих стандартное нормальное распределение $N(0,1)$. Эта выборка становится зависимой переменной в регрессии с поправкой на гетероскедастичность, т.е. $y_t^* = \hat{\epsilon}_t u_t^*$. Здесь: $\hat{\epsilon}_t$ — остатки NLLS модели с исходными данными (далее не меняются).
2. Используя полученные зависимые переменные и беря исходные независимые переменные x_t (всю правую часть модели 1), TVAR модель оценивается в бутстраповском мире (с последовательным перебором значений γ по сетке). Далее в этом мире рассчитываются Wald-статистики (формула (3))¹⁶. В «сэндвиче» дисперсии используются квадраты бутстрапированных остатков. В заключение итерации на основе Wald-статистик рассчитываются статистики sup-Wald и ave-Wald.
3. При последовательном переборе по репликациям происходит повторение первого и второго шагов процедуры: извлечение выборки нормальных случайных величин, переход к бутстраповским зависимым переменным с сохранением всей правой части, последовательное оценивание модели посредством МНК на сетке для γ , расчет статистик sup-Wald и ave-Wald.
4. На последнем шаге значения тестовых статистик упорядочиваются по возрастанию, и в качестве критического значения берется то, которое соответствует 950 наблюдению (5% критическое значение $\text{sup}W$ или $\text{ave}W$).

Результаты реализации этой процедуры приведены в таблице 1. Во всех случаях выбранное пороговое значение находилось внутри множества возможных значений. Как следует из таблицы 1, только в одном случае из трех можно сделать вывод о значимом на 5% уровне наличии двух режимов в политике Банка России. Если инфляция в предыдущем месяце превышает 0,9% (сезонно-сглаженное изменение потребительских цен за месяц), то происходит переключение во второй режим. Основной интерес представляет реакция инструмента

¹⁵Где при подсчете скор $S = (1/\sqrt{T}) \sum_{t=1}^T x_t \hat{\epsilon}_t$ все слагаемые умножаются на T независимых стандартных нормальных случайных величин.

¹⁶Хансен не указывает на необходимость рецентрирования при таком бутстрапе.

Таблица 1: Тестирование нулевой гипотезы (формула (2)) в пороговой VAR модели экономики России

Пороговая переменная	Оценка порога	sup-Wald	5%	ave-Wald	5%
Инфляция в прошлом месяце	0,9	15,1	14,4	6,5	6,6
Инфляция за прошлые три месяца	2,9	11,2	14,1	4,1	7,2
Накопленная инфляция с начала года	7,1	7,4	14,5	3,3	7,6

Замечания: критические значения статистик получены посредством бутстрапа (1000 репликаций), где выборка из стандартной нормальной случайной величины использована в качестве левой части TVAR без изменений в правой части модели. Инфляция в прошлом месяце — инфляция в предыдущем месяце относительно переменной в левой части. Инфляция за прошлые три месяца — суммарная инфляция за три месяца, предшествующих данному. Накопленная инфляция с начала календарного года — накопленная с начала года к текущему месяцу инфляция.

политики ЦБ в двух режимах. Ниже, в таблицах 2–3, приводятся оценки коэффициентов уравнения для инфляции и денежной базы в первой модели (с инфляцией в прошлом месяце в качестве порога) и соответствующие значения t-статистик. Из-за незначимости цены на нефть во втором режиме (в режиме с высокой инфляцией) в уравнении для денежной базы цена на нефть не была включена в уравнение для денежной базы в этом режиме с целью повышения мощности теста в окончательной версии модели.

Таблица 2: Оценки коэффициентов TVAR модели: уравнение для инфляции

	const	oil _t	oil _{t-1}	inf _{t-1}	mb _{t-1}	oil _{t-1} _I
Коэффициент	0,31	0,01	-0,01	0,68	0,01	0,01
t-статистика	3,21***	1,90*	-0,64	9,68***	0,37	0,72

*Замечания: oil_{t-1} — темп роста цены на нефть в предыдущем месяце, в процентах; inf_{t-1} — месячная инфляция в предыдущем месяце, в процентах; mb_{t-1} — темп роста денежной базы в предыдущем месяце; переменные с «_I» обозначают соответствующие показатели для второго режима (с инфляцией в предыдущем месяце превышающей 0,9%мм). Стандартные ошибки коэффициентов рассчитаны при *iid* предположении о векторе структурных шоков.*

Таблица 3: Оценки коэффициентов TVAR модели: уравнение для денежной базы

	const	oil _t	inf _t	oil _{t-1}	inf _{t-1}	mb _{t-1}	inf _t _I	inf _{t-1} _I
Коэффициент	0,45	-0,02	-2,91	0,02	5,50	0,37	3,17	-4,91
t-статистика	0,71	-1,21	-2,82***	1,32	4,00***	4,13***	2,80***	-3,64***

См. замечания к таблице 2.

Для возможности идентификации обнаруженных режимов с «INF» или «RER» и анализа различий политики в двух режимах была реализована процедура оценивания обобщенных функций отклика на импульс (Generalized Impulse Response Functions).

4 Функции импульсного отклика в нелинейной VAR модели

Оценивание функций отклика для TVAR модели реализовано на основе подхода, предложенного в Коор (1996) и Pesaran & Shin (1997). Учитывая смещение, возникающее при неучете

будущих шоков в промежутке до горизонта прогнозирования в нелинейной модели при оценке условных прогнозов, функции импульсного отклика оценивались нами в виде выражения

$$\text{GIRF}(\Omega_{t-1}, \delta_{\Omega_{t-1}}^k \cdot m, s) = E[Y_{t+h} | \Omega_{t-1}, u_t^k = \delta_{\Omega_{t-1}}^k \cdot m \cdot s] - E[Y_{t+h} | \Omega_{t-1}], \quad (6)$$

где $h = 1, 2, \dots, 12$ — горизонт прогнозирования, $\delta_{\Omega_{t-1}}^k$ — стандартное отклонение k -го структурного шока при истории Ω_{t-1} , $m = 1, 2, 3$ — размер шока (число стандартных отклонений), $s = +1, -1$ — знак шока. При оценивании данной функции использовался «принцип аналогий»: соответствующие математические ожидания заменялись их выборочными аналогами.

Описание процедуры оценивания для первого (второго режимов):

1. Для каждой истории в пределах данного режима (первого или второго), т.е. для каждого Y_{t-1} в данном конкретном режиме посредством случайного выбора (с возвращением) были извлечены 12 раз оценки структурных шоков, принадлежащих данному режиму (разумно считать, что шоки могут быть различны в разных режимах и это необходимо учитывать). Отдельное извлечение осуществлялось как 1×3 вектор.
2. Для каждого значения m и s и для $\delta_{\Omega_{t-1}}^k$, равного стандартному отклонению остатка k -ой переменной в данном режиме, были рекурсивно рассчитаны прогнозы на 13 шагов вперед. На один шаг вперед (t -ый период, период шока) в первом слагаемом функции GIRF k -ый шок равен: $\delta_{\Omega_{t-1}}^k \cdot m \cdot s$, а остальные нули, а во втором слагаемом — все шоки равны нулю. В последующие моменты времени (от $t + 1$ до $t + 12$) на систему (первое и второе слагаемое GIRF) оказывали воздействие шоки, полученные на первом шаге.
3. Данная процедура (шаги 1–2) была повторена 5000 раз и усреднением рассчитаны оценки GIRF для данной истории и данного режима влияния шоков k -ой переменной на будущие значения всех переменных модели. С учетом размера шока и его знака было получено шесть различных профилей влияния i -го шока на j -ю переменную (с учетом экзогенности цен на нефть отдельные профили были нулевыми).
4. Данная процедура (шаги 1–3) была повторена для всех историй в пределах данного режима и потом было произведено усреднение по всем историям в данном режиме (первом или втором).

Основной интерес для нас представляют отклики денежной базы на нефтяные шоки (Рис. 1–2).

Денежная база в ответ на отрицательный нефтяной шок сокращается в обоих режимах, но в режиме низкой инфляции падает сильнее. В ответ на положительный нефтяной шок денежная база ощутимо растет в режиме высокой инфляции, и почти не реагирует в режиме низкой в прошлом месяце инфляции. Таким образом, если представить себе ситуацию, когда ЦБ стартует с низкой в прошлом инфляции, то в ответ на положительный шок цен на нефть он не повышает денежную базу (не накапливает валютные резервы), и сильно (относительно отклика в другом режиме) сокращает её в ответ на негативный нефтяной шок. Эти действия, вообще говоря, помогают сдерживать инфляцию и в будущем, таким образом обеспечивая дальнейшее её снижение в случае нефтяных шоков. Можно ли таким образом утверждать, что ЦБ придерживается режима «INF» когда инфляция в прошлом была низкой? Отсутствие отклика денежной базы на положительный нефтяной шок является доводом в пользу ответа «да» на этот вопрос. Более сильный отклик (сжатие денежной базы) в ответ на негативный нефтяной шок, по сравнению со вторым режимом, также связан с режимом «INF», ЦБ может препятствовать ослаблению номинального курса для недопущения ускорения инфляции. И для положительных и для отрицательных шоков цен на нефть выполняется следующее: ЦБ препятствует переходу системы во второй режим (более высокой инфляции), так как не ослабляет монетарную политику.

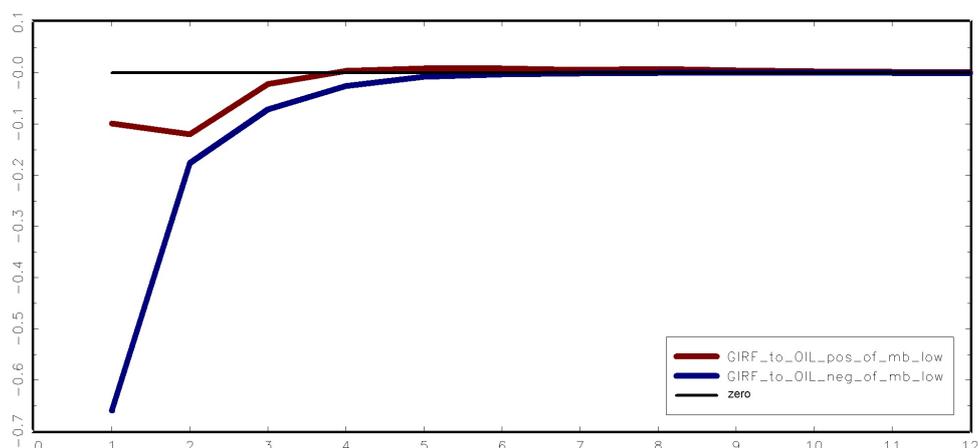


Рис. 1: Отклики денежной базы на нефтяные шоки в первом режиме (низкой стартовой инфляции). Размер шока — два стандартных отклонения, отклик на положительный шок цен на нефть — красная линия, отклик на отрицательный шок цен на нефть — синяя линия.

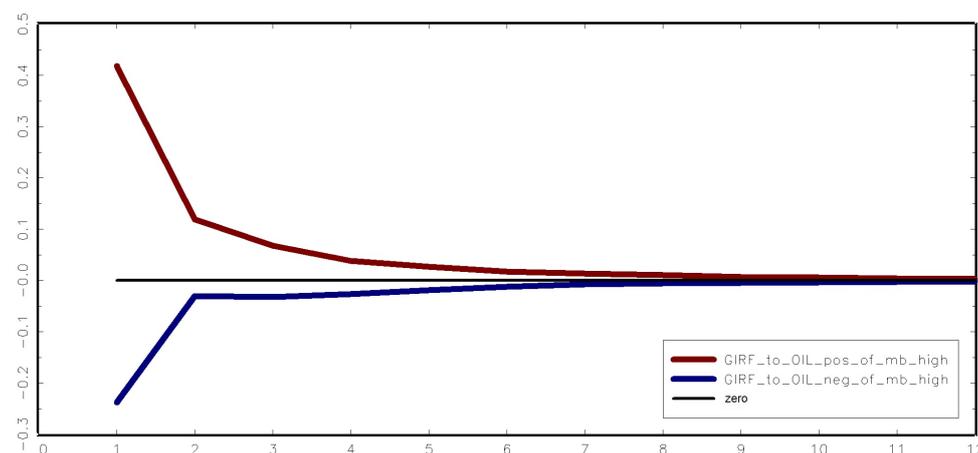


Рис. 2: Отклики денежной базы на нефтяные шоки во втором режиме (высокой стартовой инфляции). Размер шока — два стандартных отклонения, отклик на положительный шок цен на нефть — красная линия, отклик на отрицательный шок цен на нефть — синяя линия.

Если ЦБ стартует во втором режиме, то его реакция на нефтяные шоки полностью укладывается в режим таргетирования реального валютного курса: ЦБ расширяет денежную базу в ответ на положительный шок и сокращает (хотя и не так сильно) в ответ на отрицательный.

Отклики инфляции на шок цены на нефть приведены на Рис. 3–4.

В ответ на положительный шок нефтяных цен инфляция растет в обоих режимах. Но отклик инфляции в первом режиме (низкой инфляции) почти наполовину меньше по сравнению с её откликом во втором режиме. Для отрицательных шоков цен на нефть, инфляция реагирует в соответствии с различиями между политиками таргетирования реального курса и таргетирования инфляции: ослабевает во втором режиме (как при таргетировании реального курса) и почти не реагирует в первом режиме (как при таргетировании инфляции).

Таким образом, доводы в пользу того, что первый режим — режим, когда ЦБ пытался если не таргетировать инфляцию, то уделять её нахождению в целевых пределах гораздо большее внимание, находят свое подтверждение. Реакция денежной базы на шоки инфляции приведена на Рис. 5–6.

В режиме низкой стартовой реакции ЦБ нужным образом реагирует на рост инфляции

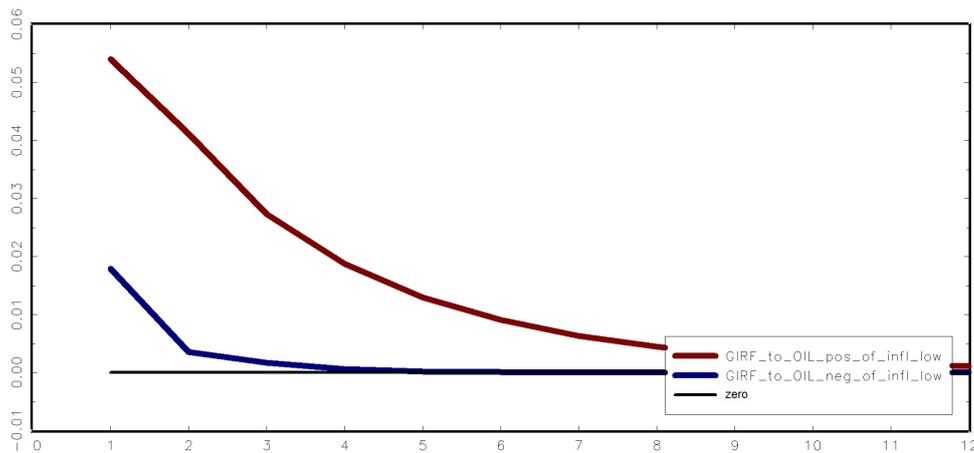


Рис. 3: Отклики инфляции на шок цены на нефть в первом режиме (низкой стартовой инфляции). Размер шока — два стандартных отклонения, отклик на положительный шок цен на нефть — красная линия, отклик на отрицательный шок цен на нефть — синяя линия.

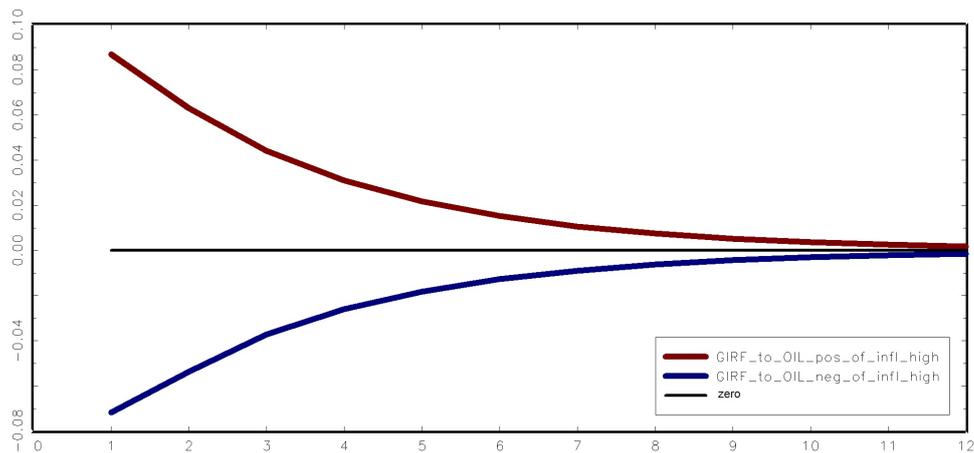


Рис. 4: Отклики инфляции на шок цены на нефть во втором режиме (высокой стартовой инфляции). Размер шока — два стандартных отклонения, отклик на положительный шок цен на нефть — красная линия, отклик на отрицательный шок цен на нефть — синяя линия.

— сокращает денежную базу (Рис. 5), причём сокращает её даже в случае отрицательного шока. Это дополнительный аргумент в пользу того, что ЦБ в этом режиме боролся с инфляцией. Другие профили получены во втором режиме, когда по нашему предположению ЦБ таргетировал реальный курс: в ответ на положительный шок денежная база растёт (Рис. 6). Чем можно объяснить этот парадоксальный результат? Шок общего уровня цен, выводящий инфляцию во второй режим в общем случае не тождественен реальному укреплению (если цены внутренних и импортных товаров изменяются в определенной пропорции соответствующей их весам в потребительской корзине — см. Sosunov & Zamulin, 2007). Если же предположить, что шок инфляции вызван диспропорциональным (большим) изменением цен отечественных неторгуемых товаров, а ЦБ таргетирует реальный валютный курс и ему нет дела до инфляции, то естественным желанием ЦБ будет восстановить паритет относительных цен (повысить цены импорта), а для этого нужно повысить денежную базу (чтобы ослабить номинальный курс) — действия ЦБ аналогичны случаю нефтяного шока, только там давление на реальный курс исходило от снижения цен импорта (за счет номинального укрепления), здесь же давление со стороны растущих цен отечественных товаров.

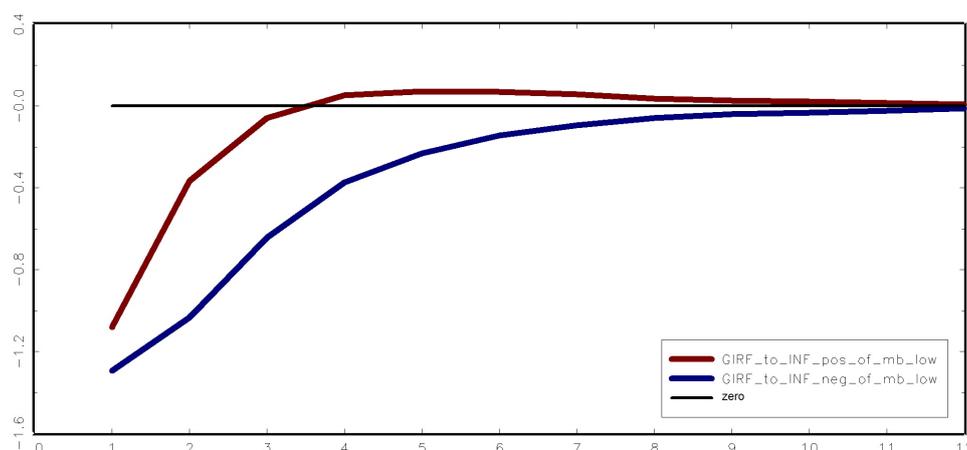


Рис. 5: Отклик денежной базы на шоки инфляции в первом режиме (низкой стартовой инфляции). Размер шока — два стандартных отклонения, отклик на положительный шок инфляции — красная линия, отклик на отрицательный шок инфляции — синяя линия.

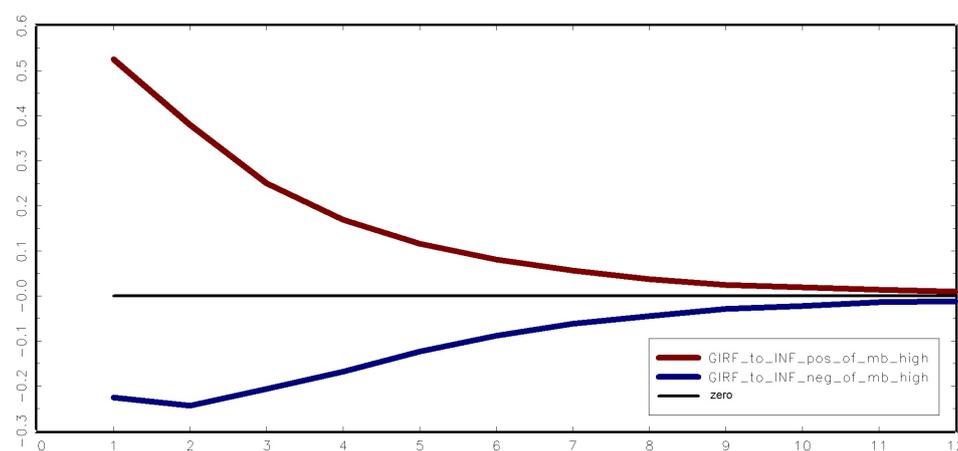


Рис. 6: Отклик денежной базы на шоки инфляции во втором режиме (высокой стартовой инфляции). Размер шока — два стандартных отклонения, отклик на положительный шок инфляции — красная линия, отклик на отрицательный шок инфляции — синяя линия.

Таким образом, при определенных дополнительных предположениях профили реакции денежной базы на шоки инфляции укладываются в схему разделения режимов на «INF» и «RER».

То, что в случае высокой в прошлом инфляции ЦБ России перестает предпринимать попытки её снижения, концентрируясь на таргетировании валютного курса, означает, что цели по поддержанию высоких темпов роста выпуска являлись для ЦБ до кризиса 2008 года более приоритетными, чем цели по инфляции. Подобное поведение ЦБ может быть результатом того, что противодействовать высокой (и/или растущей) инфляции — значит допустить сильное снижение темпов роста выпуска, например, из-за несвязности инфляционных ожиданий в России и поэтому плохого набора для выбора из альтернатив в пространстве «инфляция—отклонение выпуска от потенциала» (inflation-output trade-off). Борьба с инфляцией потребовала бы от ЦБ убеждения экономических агентов в жесткости своих намерений, что при несвязности ожиданий требует сильного монетарного сжатия и рецессии, на что ЦБ России из-за приоритетности целей по выпуску (задача удвоения ВВП) и слабой независимости от правительства пойти просто не мог.

Периоды действия первого и второго режимов, а также их сравнение с динамикой цен на нефть (годовой рост цены на нефть, раз относительно уровня прошлого года) приведено на Рис. 7.

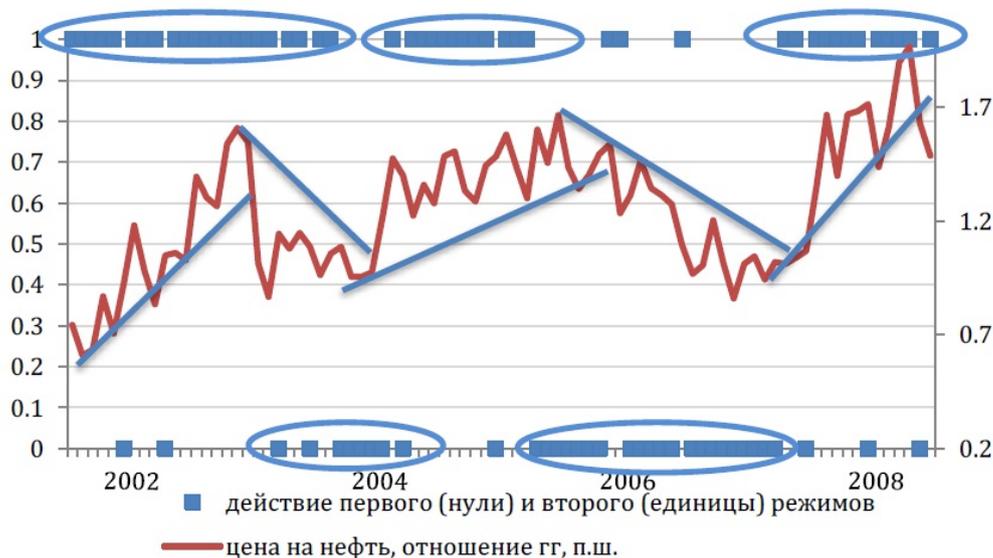


Рис. 7: Режимы политики ЦБ (1 = режим RER) и динамика цены на нефть (рост относительно соответствующего месяца предыдущего года, коэффициент, правая шкала)

В самом начале двухтысячных выделяются пять областей с преобладанием первого или второго режимов (три режима с высокой инфляцией и два с низкой). Сравнение с годовым ростом цен на нефть позволяет обнаружить общее совпадение действия второго (первого) режима с периодами растущих (падающих) цен на нефть. Так, наиболее продолжительный период низкой инфляции с лета 2005 по лето 2007 года совпал с замедлением годового роста цен на нефть с 1,7 раза до 0,9 раза относительно соответствующего месяца предыдущего года. В связи с этим интересно, каким образом происходит переключение между режимами?

Итак, есть основания полагать, что основным источником шоков были нефтяные шоки. Например, стартуя с режима с высокой инфляцией, ЦБ в некоторый момент времени сталкивался с негативным нефтяным шоком (как летом 2005 года), в результате происходило снижение инфляции и некоторое снижение денежной базы (в соответствии с полученными оценками GIRF, возможно потому, что ЦБ таргетировал курс и препятствовал номинальному ослаблению рубля). В итоге, спустя некоторое время, инфляция оказывалась ниже порога и происходило переключение во второй режим «INF». В этом режиме ЦБ продолжал снижать инфляцию, уменьшая денежную базу.

Эта зависимость текущего отношения ЦБ к борьбе с инфляцией от её прошлого уровня, на наш взгляд, является примечательным результатом. Снижение инфляции может предполагать и ослабление давления на реальный курс в сторону его укрепления. Когда курс перестает укрепляться в прежнем более высоком темпе (меньше негативное влияние на отечественный импортозамещающий сектор), у ЦБ появляется больше простора действий для приведения инфляции в её целевые границы, например, при более низкой инфляции можно допустить и некоторое номинальное укрепление курса рубля.

Итак, находясь в первом режиме, инфляция продолжала замедляться до тех пор, пока цены на нефть не изменяли свой тренд. ЦБ никак не реагировал на этот шок цен на нефть, но инфляция повышалась и в ответ на нефтяной шок. Если возникали шоки инфляции, ЦБ реагировал снижением денежной базы, проводил антиинфляционную политику (вновь следует из наших оценок GIRF). В некоторый момент времени, из-за доминирования шоков цен

на нефть над шоками инфляции (по-нашему мнению, первые возникали более часто), инфляция превышала пороговое значение и, в новых условиях, необходимость таргетирования реального курса повышала свое значение для поддержания темпов роста ВВП. ЦБ изменял свою политику и концентрировался всецело на таргетировании реального валютного курса.

5 Заключение

Существует точка зрения, что на протяжении нулевых ЦБ России пытался таргетировать реальный валютный курс, вследствие чего регулярно нарушал свои цели по инфляции. Мы оценили простую пороговую VAR модель для России, чтобы проверить, не встречаются ли на всем рассматриваемом промежутке времени отдельные периоды, когда ЦБ действительно пытался бороться с инфляцией?

Наши результаты обнаруживают определенные свидетельства в пользу этого, а именно, наличие двух режимов в политике ЦБ является значимым, но эти результаты не являются столь однозначными. В целом, заявленная и фактическая политика Центрального банка России слабо соответствовали друг другу.

В частности мы обнаружили, что:

1. Прошлая инфляция могла выступать для ЦБ своего рода индикатором произошедшего реального укрепления курса рубля. Когда инфляция оказывалась низкой, то ЦБ, возможно, мог позволить себе переключиться на борьбу с инфляцией (режим «INF»). Когда же инфляция повышалась, ЦБ был вынужден уделять большее внимание динамике реального валютного курса (режим «RER»).
2. Переключение между режимами происходило эндогенно по достижению инфляцией определенного порога (а именно 0,9%мм). Но из-за того, что основным (и частым) источником шоков (по-нашему мнению) являлись шоки цен на нефть, влияющие на инфляцию, последняя становилась более волатильной. ЦБ же имел лишь ограниченное влияние на инфляцию даже в режиме «INF» (объяснение в следующем пункте), в результате чего внешние шоки достаточно легко выводили инфляцию за порог переключения (или обратно), и после этого ЦБ изменял свою политику.
3. Главная причина неуспеха ЦБ в достижении целевых показателей инфляции в двухтысячные, несмотря на обнаруженные нами его попытки «таргетирования инфляции» в определенные периоды времени, по нашему мнению, состоит именно в том, что ЦБ прибегал к изменению своей политики (уходил от таргетирования реального курса) не навсегда, а лишь на некоторый промежуток времени. Эта слабость приверженности ЦБ собственным целям по инфляции приводила к несвязности инфляционных ожиданий экономических агентов и высокой долгосрочной ожидаемой ими инфляции (выше таргета ЦБ). Поэтому переход к антиинфляционной политике в отдельные периоды не имел успеха. Свою негативную роль сыграла также зависимость ЦБ от целей правительства по удвоению ВВП, что вынудило ЦБ прибегнуть к таргетированию реального валютного курса, вместо того чтобы допустить укрепление номинального курса до равновесного уровня в ответ на частые положительные нефтяные шоки.

Благодарности

Автор выражает благодарность профессору НИУ ВШЭ Олегу Замулину, Ph.D., за участие в рецензировании статьи, комментарии и замечания. За помощь в подготовке статьи к публикации автор признателен Алексею Ермилову. Автор несет ответственность за все возможные ошибки и неточности.

Список литературы

- Atanasova, C. (2003). Credit market imperfections and business cycle dynamics: a nonlinear approach. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics* 7, статья 5.
- Balke, N.S. (2000). Credit and economic activity: credit regimes and nonlinear propagation of shocks. *Review of Economics and Statistics* 82, 344–349.
- Davies, R.B. (1977). Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Biometrika* 64, 247–254
- Franses, P. & D. van Dijk (2000). *Nonlinear Time Series Models in Empirical Finance*. New York: Cambridge University Press.
- Hansen, B.E. (1996). Hypothesis testing when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. *Econometrica* 64, 413–430.
- Hansen, B.E. (1997). Inference in TAR models. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics* 2, 1–14.
- Hansen, B.E. (2000). Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica* 68, 575–603.
- Ho, T. (2005). Investigating the threshold effects of inflation on PPP. *Economic Modelling* 22, 926–948.
- Koop, G., H.M. Pesaran & S. Potter (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics* 74, 119–147.
- Mandler, M. (2010). Macroeconomic dynamics and inflation regimes in the U.S. Results from threshold vector autoregressions. Препринт MPRA №21887.
- Pesaran, H.M. & Y. Shin (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters* 58, 17–29.
- Shen, C.-H. & T.C.-N. Chiang (1999). Retrieving the vanishing liquidity effect – a threshold vector autoregressive model. *Journal of Economics and Business* 51, 259–277.
- Sosunov, K. & O. Zamulin (2006). The inflationary consequences of real exchange rate targeting via accumulation of reserves. Center for Economic and Financial Research, Препринт №w0082.
- Sosunov, K. & O. Zamulin (2007). Monetary policy in an economy sick with Dutch disease. Center for Economic and Financial Research, Препринт №w0101.
- Tena, J.D. & A.R. Tremayne (2009). Modelling monetary transmission in UK manufacturing industry. *Economic Modelling* 26, 1053–1066.

Declared and actual policy of the Russian Central Bank in 2000–2008: how large is the difference?

Andrey Sinyakov

Sberbank of Russia, Moscow, Russia

There is an opinion that the Russian Central Bank's actual policy in 2000–2008 was real exchange rate targeting. At the same time, the Central Bank regularly declared inflation targets, but regularly missed them. We estimate a simple structural threshold VAR model of the Russian economy to test for these two regimes of the CB's policy. Our testing procedure is based on applying the bootstrap to the estimated TVAR model. We find significant nonlinearity (two policy regimes) caused by endogenous switching between regimes based on past month inflation. The Central Bank by changing its targets was not able to commit to inflation reduction in that period of time, hence facing the issue of “credible monetary policy.” After the global financial crisis the CB declared its commitment to inflation targeting. But, based on our findings, the policy will be successful only if the Central Bank actually commit itself to reaching inflationary goals.

Keywords: structural TVAR, bootstrap, generalized impulse response functions, inflation targeting, real exchange rate targeting

JEL Classification: E52, C32, C12

