

Прикладная эконометрика, 2019, т. 55, с. 32–50.
Applied Econometrics, 2019, v. 55, pp. 32–50.
DOI: 10.24411/1993-7601-2019-10009

А. В. Полбин, А. В. Шумилов,
А. Ф. Бедин, А. В. Куликов¹

Модель реального обменного курса рубля с марковскими переключениями режимов

В работе анализируется взаимосвязь реального обменного курса рубля и реальных цен на нефть на основе модели коррекции ошибок с марковскими переключениями режимов, позволяющей учесть изменения политики курсообразования. Показано, что в период 1999–2018 гг. достаточно четко разделяются два режима динамики реального курса — с быстрым и медленным приспособлением к долгосрочному равновесию в ответ на шоки цены нефти. При этом не отвергается гипотеза о том, что долгосрочная взаимосвязь между реальным обменным курсом и ценой на нефть инвариантна к изменению режима. Также показано, что, несмотря на переход к плавающему обменному курсу, в последние годы периодически идентифицируется режим негибкого курсообразования. Это может быть связано с новым бюджетным правилом, согласно которому с февраля 2017 г. Минфин России ежемесячно покупал иностранную валюту в объеме превышения фактических поступлений нефтегазовых доходов над уровнем нефтегазовых доходов федерального бюджета, сформированного при цене 40 долл. США за баррель нефти марки «Юралс».

Ключевые слова: реальный обменный курс рубля; цены на нефть; модель с марковским переключением режимов; модель коррекции ошибок.

JEL classification: C22; C51; E52; F31; F41.

1. Введение

Важной особенностью российской макроэкономической динамики является частое изменение режимов экономической политики, что сильно осложняет задачу построения эконометрических моделей для прогнозирования и структурного анализа. Наиболее ярким примером таких изменений является смена режимов денежно-кредитной политики Банка России и, в частности, политики в области курсообразования. После кризиса 1998 г. и до 2003 г. включительно ЦБ управлял денежной базой и краткосрочными колебаниями обменного курса². В период бурного роста нефтяных цен 2004–2008 гг. Банк России активно

¹ Полбин Андрей Владимирович — РАНХиГС, Институт Гайдара, Москва; apolbin@ier.ru.
Шумилов Андрей Валерьевич — РАНХиГС, Москва; ashum1@mail.ru.
Бедин Андрей Феликсович — РАНХиГС, МФТИ, Москва; andrey.bedin@gmail.com.
Куликов Александр Владимирович — РАНХиГС, МФТИ, Москва; avkulikov15@gmail.com.

² Для более подробного ознакомления с классификацией режимов денежно-кредитной политики Банка России на основе дескриптивного анализа см., например, (Пестова, 2017).

накапливал валютные резервы, что сопровождалось созданием в 2004 г. стабилизационного фонда и абсорбированием поступающей в бюджет в виде налогов части выручки от экспорта нефти. В рамках проводимой экономической политики номинальный обменный курс рубля был фактически привязан к бивалютной корзине. Во время кризиса 2008–2009 гг. Банк России допустил плавную девальвацию рубля в ответ на ухудшение внешнеэкономических условий и до конца 2014 г. управлял одновременно краткосрочными колебаниями обменного курса и процентными ставками. В конце 2014 г. ЦБ полностью перешел к режиму плавающего обменного курса и таргетирования инфляции.

Эволюцию политики в области курсообразования можно проследить на рис. 1, где представлен временной ряд номинального эффективного курса рубля. Упомянутые в предыдущем абзаце исторические эпизоды достаточно хорошо кластеризуют динамику номинального обменного курса рубля по его волатильности. Например, с 2004 г. до кризиса 2008 г. номинальный эффективный обменный курс почти не менялся, несмотря на бурный рост мировых цен на нефть. В рамках данной политики органы власти пытались предотвратить укрепление реального обменного курса, дабы избежать снижения конкурентоспособности отечественных производств. Однако, как видно из рис. 2, на котором сопоставлена динамика реального эффективного обменного курса и реальной цены на нефть, в указанный период реальный обменный курс все равно укреплялся вслед за удорожанием нефти. Данное укрепление происходило не за счет изменения номинального обменного курса, а за счет инфляции внутренних цен. И, в некотором смысле, укрепление рубля оказалось постепенным, потому что подстройка цен на товары является достаточно инерционным процессом. После кризиса 2008–2009 гг., как видно из рис. 1 и 2, номинальный обменный курс уже реагировал на изменения цен на нефть, что моментально транслировалось в динамику реального обменного курса.

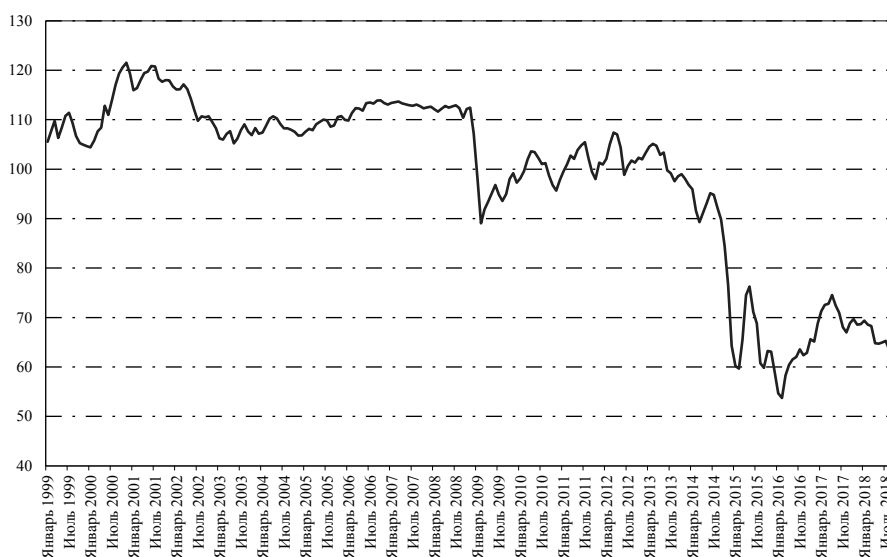


Рис. 1. Номинальный эффективный обменный курс рубля (среднее за 2010 г. = 100)

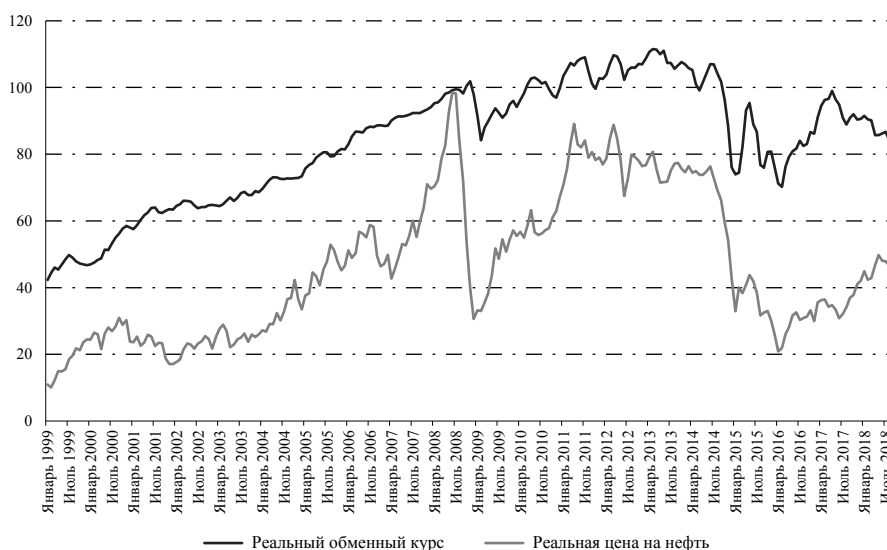


Рис. 2. Реальный эффективный обменный курс рубля (среднее за 2010 г. = 100) и реальная цена на нефть

При наличии явной неустойчивости во времени кросс-корреляции между изменениями реального обменного курса и цен на нефть перспективным является построение эконометрических моделей, допускающих изменение параметров во времени. Популярными средствами нелинейного анализа временных рядов являются модели с марковскими переключениями режимов и байесовские авторегрессионные модели с меняющимися во времени параметрами. В основе первого подхода лежит предположение, что существует некоторое конечное количество режимов с гомогенными параметрами, между которыми происходит переключение согласно скрытой цепи Маркова. Во втором подходе сами параметры модели описываются с помощью стохастического процесса (обычно случайное блуждание), и, по существу, в каждый момент времени у модели оказывается свое значение параметра. Использование обоих подходов весьма актуально для российской экономики. Настоящее исследование останавливается на модели с марковскими переключениями режимов.

Работа построена следующим образом. В разделе 2 обсуждаются ключевые долгосрочные детерминанты реальных обменных курсов, обосновывается выбор нефтяных цен в качестве единственного наиболее релевантного долгосрочного фактора реального курса рубля, дается краткий обзор литературы по использованию моделей с марковскими переключениями для анализа макроэкономических показателей. В разделе 3 описываются данные. В разделе 4 проводится оценивание векторной модели коррекции ошибок с марковскими переключениями двух режимов (Markov switching-vector error correction model, MS-VECM) для реального курса рубля с экзогенными нефтяными ценами, в которой все краткосрочные параметры могут изменяться при смене режима. С помощью функций импульсных откликов анализируется скорость приспособления реального обменного курса к долгосрочному равновесию в разных режимах. Тестируется гипотеза об инвариантности долгосрочной взаимосвязи между реальным курсом и ценами на нефть по отношению к смене режима.

2. Обзор современного состояния изучаемой проблемы

В теоретической литературе реальный обменный курс обычно рассматривается как некоторый индикатор отношения цен неторгуемых товаров внутренней и внешней экономики, что можно продемонстрировать в рамках следующей простой экономики. Пусть потребительские корзины внутренней и внешней экономики идентичны и состоят из трех групп товаров: неторгуемые товары (парикмахерские услуги), торгуемые сырьевые товары (нефть) и несырьевые товары (зерно). Пусть также параметры $(a_1, a_2, 1 - a_1 - a_2)$ определяют доли данных трех групп товаров в потребительской корзине, а для торгуемых несырьевых и сырьевых товаров выполняется закон единой цены. Тогда реальный обменный курс, являющийся отношением индексов цен в двух странах с учетом номинального обменного курса, представим в следующем виде:

$$RER_t = \frac{P_t}{S_t P_t^*} = \frac{(P_t^N)^{a_1} (P_t^{TC})^{a_2} (P_t^{TnC})^{1-a_1-a_2}}{(S_t P_t^{*N})^{a_1} (S_t P_t^{*TC})^{a_2} (S_t P_t^{*TnC})^{1-a_1-a_2}} = \frac{(P_t^N)^{a_1}}{(S_t P_t^{*N})^{a_1}}, \quad (1)$$

где RER_t — реальный обменный курс, P_t — общий уровень цен, * — индекс для зарубежной экономики, S_t — номинальный обменный курс, P_t^N — цены неторгуемых товаров, P_t^{TC} — цены торгуемых сырьевых товаров, P_t^{TnC} — цены торгуемых несырьевых товаров.

В выражении (1) компоненты потребительской корзины, отвечающие за торгуемые несырьевые и сырьевые товары, сократились ввиду выполнения закона единой цены, и реальный обменный курс стал равен просто отношению цен неторгуемых товаров в степени a_1 . Понятно, что данное представление является сильным упрощением реальности. В частности, потребительские корзины между странами могут быть не идентичны, и тогда цены торгуемых товаров исключаются из формулы (1) не полностью. Приведенные алгебраические выкладки тем не менее, демонстрируют, что превалирующую роль в динамике реальных обменных курсов играют относительные цены неторгуемых товаров.

В качестве классических работ, анализирующих причины различий в реальных обменных курсах, можно выделить работы (Balassa, 1964; Samuelson, 1964). В них авторы попытались объяснить различия обменных курсов между странами дифференциалом производительностей торгуемого и неторгуемого секторов. Согласно предложенным теоретическим моделям, если в некоторой экономике производительность торгуемого сектора по отношению к неторгуемому сектору высока, то в данной экономике цены неторгуемых товаров по отношению к торгуемым высоки из-за конкуренции на рынке факторов производства. Поэтому в рамках предположения о законе единой цены для торгуемых на мировом рынке товаров, если в некоторой экономике данный дифференциал выше, то и реальный обменный курс должен быть выше по сравнению со страной, где дифференциал производительности ниже.

В работе (Edwards, 1988) была предложена теоретическая модель, в рамках которой долгосрочной детерминантой реального обменного курса являются условия торговли. Для экономики с высокой зависимостью от экспорта сырья улучшение условий торговли может означать рост цен на экспортируемые сырьевые товары по отношению к ценам на импортируемые торгуемые несырьевые товары. В контексте теоретического анализа при улучшении условий торговли экономика может приобрести больше импортных товаров при выполнении

равновесия внешнеэкономического баланса. Поэтому для одновременного достижения внутриэкономического баланса в условиях ограниченности производственных ресурсов цены неторгуемых товаров должны увеличиться, чтобы обеспечить увеличение относительной доли импорта в потреблении.

В качестве долгосрочных детерминант реального обменного курса различными исследователями также рассматриваются, например, чистые иностранные активы (Bleaney, Tian, 2014) и доля государственных расходов в ВВП (Froot, Rogoff, 1991).

Вышеупомянутые факторы в разных комбинациях (с обязательным включением цены на нефть как прокси-переменной условий торговли) были использованы при моделировании реального курса рубля и его долгосрочного равновесия в целом ряде работ, например, (Сосунов, Шумилов, 2005; Гурвич и др., 2008; Сосунов, Ушаков, 2009; Божечкова, Трунин, 2015). В исследованиях (Полбин, 2017; Скроботов, Фокин, 2018) цена на нефть выступала в качестве единственной долгосрочной детерминанты реального обменного курса. Авторы мотивировали свой выбор тем, что многие из рассматриваемых в эмпирических исследованиях долгосрочных факторов реального обменного курса рубля (такие как государственные расходы, ВВП на душу населения, дифференциал производительности труда) сильно коррелируют с внешнеэкономическими условиями. Наличие мультиколлинеарности осложняет интерпретацию коэффициентов при регрессорах. В частности, становится невозможным понять роль отдельного фактора в динамике объясняемой переменной. В настоящей работе в рамках этой же логики рассматривается долгосрочная зависимость реального обменного курса только от одного важнейшего фундаментального фактора — условий торговли, прокси-переменной которых являются реальные цены на нефть.

Отметим, что большинство упомянутых эмпирических исследований базируется на линейных моделях коррекции ошибок, не способных описать такие закономерности, как асимметрия и зависимость от амплитуды. Исключением являются следующие две работы. В исследовании (Полбин, 2017) на данных 1999–2016 гг. оценивается двухрежимная модель коррекции ошибок, в которой сдвиг в краткосрочных параметрах происходит в момент перехода Банка России от управляемого номинального курса рубля к плавающему курсу и таргетированию инфляции (ноябрь 2014 г.). В работе (Скроботов, Фокин, 2018) рассмотрена двухрежимная пороговая модель коррекции ошибок, описывающая асимметричную реакцию курса на разные по знаку шоки внешнеэкономических условий. Первый режим имеет место при росте цен на нефть, когда текущий реальный обменный курс оказывается ниже своего равновесного значения и начинает укрепляться. Второй режим наблюдается при падении цен на нефть, когда реальный обменный курс оказывается выше равновесного и начинает ослабевать. В обоих исследованиях авторы приходят к выводу о значимости нелинейных эффектов.

Для анализа динамики реального курса рубля в настоящей работе будет использоваться более гибкая, чем методики с одним моментом сдвига и экзогенно заданным пороговым значением, модель с марковскими переключениями режимов, в которой переменная состояния управляется скрытой цепью Маркова. Впервые марковский механизм переключения был рассмотрен в работах (Baum, Petrie, 1966; Baum et al., 1970), а первым значимым экономическим приложением является работа Гамильтона (Hamilton, 1989), посвященная изучению фаз бизнес-циклов в США. В ней квартальные изменения логарифма реального ВВП США (y_t), в период 1952–1984 гг. моделировались с помощью авторегрессионного уравнения со сдвигом

$$y_t - \mu_{s_t} = \sum_{i=1}^4 \varphi_i (y_{t-i} - \mu_{s_{t-i}}) + \varepsilon_t,$$

где ε_t — случайная ошибка, s_t — бинарная латентная переменная состояния (0 или 1), описывающаяся марковским процессом первого порядка. Поскольку режимы 0 и 1 различаются поведением среднего значения изменения ВВП (μ_{s_t}), их можно называть режимами быстрого и медленного роста. Оценивание модели с марковскими переключениями методом максимального правдоподобия показало, что $\mu_0 > 0$, $\mu_1 < 0$, и оба режима являются стабильными, т. е. экономика США может быть охарактеризована в терминах периодического чередования экспансий и рецессий. Кроме того, идентифицированные моделью периоды действия режима медленного роста почти полностью совпали с фазами рецессии по расчетам Национального бюро экономических исследований (NBER), занимающегося определением дат бизнес-циклов.

Оригинальная методология моделирования Гамильтона в дальнейшем подверглась многочисленным модификациям. Например, в работах (Diebold et al., 1994; Filardo, 1994) были рассмотрены модели с переключениями, в которых вероятности перехода между состояниями модели могут меняться во времени и зависеть от разных факторов. Марковские переключения были введены в модели векторной авторегрессии и модели векторной коррекции ошибок (Krolzig, 1997, 1999), а также в модели ARCH и GARCH (Hamilton, Lin, 1996; Dueker, 1997). Различные варианты марковских моделей с успехом применяются для анализа национальных и глобальных бизнес-циклов, биржевых доходностей и риска, процентных ставок, инфляции и других макроэкономических и финансовых показателей, см., например, (Garcia, Perron, 1996; Kim, Nelson, 1998; Krolzig, Toro, 2005).

Среди множества исследований, посвященных анализу обменных курсов с использованием моделей с переключениями, можно выделить следующие. В работе (Engel, Hamilton, 1990) было показано, что двухрежимная модель, в которой среднее значение и волатильность изменения курса различаются между режимами, описывает динамику номинального курса доллара США по отношению к основным европейским валютам лучше, чем случайное блуждание. Применительно к обменным курсам Европейской монетарной системы (ЕМС), Engel, Hakkio (1996) использовали марковскую модель с двумя режимами (волатильным и стабильным), где вероятности перехода зависят от положения обменного курса внутри коридора ЕМС. Авторы показали, что вероятность нахождения обменного курса в волатильном режиме тем выше, чем ближе курс к границе коридора. В работе (Martinez Peria, 2002) периоды валютных кризисов в странах ЕМС датировались с помощью векторной авторегрессионной модели обменного курса, валютных резервов и дифференциала процентной ставки с вероятностями перехода между «спекулятивным» и «спокойным» режимами, зависящими от ряда экономических факторов и ожиданий. В исследовании (Balcilar et al., 2015) векторная модель коррекции ошибок с марковскими переключениями и зависящие от режима функции импульсного отклика использовались для изучения совместной динамики курса «доллар США / евро», цен на нефть и драгоценные металлы. В работе (Basher et al., 2016) в рамках двухрежимной марковской модели было изучено влияние различных нефтяных шоков на динамику реальных обменных курсов для выборки стран — экспортеров и импортеров нефти.

3. Данные

Эмпирический анализ в работе проводится на месячных данных за период с января 1999 г. по август 2018 г. При выборе левого конца временного отрезка было принято решение исключить нестабильный период трансформационного спада российской экономики. Выбор правого конца временного отрезка обусловлен наличием статистических данных на момент написания статьи. В расчетах используются следующие временные ряды:

- $\ln(rer_t)$ — натуральный логарифм реального эффективного обменного курса рубля (источник данных: International Financial Statistics³);
- $\ln(poil_t)$ — логарифм реальной цены на нефть марки Brent, полученной путем дефлирования номинальной цены на индекс потребительских цен США (источник данных: Federal Reserve Economic Data⁴).

Поскольку в литературе приведено достаточно много свидетельств о том, что цены на нефть и реальный эффективный обменный курс рубля имеют единичный корень, тесты на нестационарность в работе для краткости изложения не приводятся. В таблице 1 приведена ADF-статистика тестирования гипотезы о наличии единичного корня в остатках коинтеграционной регрессии логарифма обменного курса на логарифм нефтяных цен в сравнении с критическими значениями работы (MacKinnon, 2010). Результаты теста показывают, что гипотеза единичного корня в ряде остатков (об отсутствии коинтеграции) отвергается на 10%-ном уровне значимости, и рассматриваемые временные ряды могут считаться коинтегрированными.

Таблица 1. Результаты теста на коинтеграцию

Тестовая статистика	–3.21**
1%-ное критическое значение	–3.94
5%-ное критическое значение	–3.36
10%-ное критическое значение	–3.06

4. Эмпирические оценки

Поскольку между реальным обменным курсом и ценами на нефть есть долгосрочная взаимосвязь, для нее существует представление в виде модели коррекции ошибок (Engle, Granger, 1987). В работе предполагается, что цены на нефть являются экзогенными для малой открытой российской экономики. Чтобы учесть возможную нелинейность подстройки реального обменного курса рубля к равновесному вследствие структурных изменений в экономике, для описания динамики реального курса предлагается двухрежимная модель коррекции ошибок с марковскими переключениями, в которой все краткосрочные параметры и дисперсия ошибок могут изменяться при смене режимов:

³ <http://data.imf.org/>.

⁴ <https://fred.stlouisfed.org/>.

$$\Delta \ln(rer_t) = \mu_{s_t} [\ln(rer_{t-1}) - \alpha \ln(poil_{t-1}) - \beta] + \sum_{i=1}^p \lambda_{s_t}^i \Delta \ln(rer_{t-i}) + \sum_{j=0}^q \varphi_{s_t}^j \Delta \ln(poil_{t-j}) + \sigma_{s_t} \varepsilon_t, \quad (2)$$

где s_t — режим модели (0 или 1) в момент времени t , $[\ln(rer_{t-1}) - \alpha \ln(poil_{t-1}) - \beta]$ — отклонение обменного курса от долгосрочного равновесия (называемое слагаемым коррекции ошибок ECT_{t-1}), p и q — число запаздывающих разностей обменного курса и нефтяных цен соответственно, ε_t — независимые нормальные случайные величины с нулевым средним значением и единичной дисперсией. Стохастический ненаблюдаемый процесс генерации режимов является марковской цепью первого порядка с постоянными вероятностями перехода из состояния i в момент времени $t-1$ в состояние j в момент t : $p_{ij} = P(s_t = j | s_{t-1} = i)$, $i, j \in \{0, 1\}$, $p_{ij} > 0$. Поскольку $p_{i0} + p_{i1} = 1$, то распределение такой марковской цепи характеризуется двумя параметрами: p_{00} и p_{11} .

Оценка вектора параметров модели $\theta = \{\alpha, \beta, \mu, \lambda, \varphi, \sigma, p_{00}, p_{11}\}$ производится с помощью итеративной процедуры максимизации логарифмической функции правдоподобия:

$$L_T(\theta) = \sum_{t=1}^T \ln \left(\sum_{i=0}^1 P(s_t = i | I_{t-1}, \theta) f(\Delta \ln(rer_t) | s_t = i, I_{t-1}, \theta) \right),$$

где I_{t-1} — информационное множество в момент времени $t-1$, $P(\cdot | \cdot)$ — рекурсивно рассчитываемая условная вероятность режима, $f(\cdot | \cdot)$ — условная нормальная плотность распределения $\Delta \ln(rer_t)$. Для нахождения оптимума используется алгоритм Бройдена–Флетчера–Гольдфарба–Шанно (BFGS), а также его модификация с ограниченным использованием памяти в многомерном кубе L-BFGS-B (Zhu et al., 1997). На первом шаге процедуры производится запуск алгоритма L-BFGS-B со случайными начальными условиями из ограниченного множества. Далее для проверки того, что найденный оптимум является глобальным, запускается более точный алгоритм BFGS.

Выбор глубины запаздываний (p, q) модели осуществляется на основе информационных критериев Акаике и Шварца, значения которых приведены в табл. 2. Предпочтение было отдано простейшей спецификации модели с одной запаздывающей разностью для реального обменного курса и первой разностью нефтяных цен ($p = 1, q = 0$), поскольку именно на ней достигаются минимумы обоих критериев.

Результаты оценивания выбранной спецификации представлены в табл. 3. Из нее видно, что оценка долгосрочной эластичности реального обменного курса по реальным ценам на нефть составляет 0.261. Это значение сопоставимо с оценками долгосрочной эластичности курса по ценам на нефть, полученными разными методами в ряде более ранних работ — 0.241 (Гурвич и др., 2008), 0.229 (Сосунов, Ушаков, 2009), 0.29 (Трунин и др., 2010), 0.256 (Скрыпник, 2016).

Что касается параметров, зависящих от режима, то для каждого из них оценка в режиме 0 существенно отличается по величине от оценки в режиме 1. Значимость этих отличий подтверждается тестами Вальда на равенство соответствующих коэффициентов в разных режимах.

Таблица 2. Значения критериев Акаике и Шварца для спецификаций с разными p и q

q	p			
	1	2	3	4
<i>Критерий Акаике</i>				
0	-5.081	-5.068	-5.069	-5.052
1	-5.067	-5.053	-5.035	-5.039
2	-5.066	-5.063	-5.063	-5.065
3	-5.047	-5.071	-5.072	-5.064
<i>Критерий Шварца</i>				
0	-4.904	-4.86	-4.831	-4.783
1	-4.86	-4.816	-4.768	-4.741
2	-4.829	-4.797	-4.765	-4.737
3	-4.779	-4.774	-4.746	-4.706

Таблица 3. Результаты оценивания модели коррекции ошибок с марковскими переключениями режимов

Параметр	Оценка	
α	0.261*** (0.019)	
β	3.520*** (0.074)	
	Режим 0	Режим 1
ECT_{t-1}	-0.481*** (0.070)	-0.025*** (0.006)
$\Delta \ln(poil_t)$	0.412*** (0.046)	0.013 (0.013)
$\Delta \ln(rer_{t-1})$	0.416*** (0.087)	0.273*** (0.055)
σ	0.023*** (0.003)	0.015*** (0.001)
p_{00}	0.863*** (0.060)	
p_{11}	0.966*** (0.016)	
Log likelihood	606.34	

Примечание. *** — значимость на 1%-ном уровне, в скобках приведены стандартные ошибки.

Можно выделить следующие характерные особенности режимов. Во-первых, в режиме 0 волатильность изменений реального курса выше, чем в режиме 1, поскольку оценка стандартного отклонения ошибок больше. Во-вторых, в обоих режимах коэффициент при слагаемом коррекции ошибок ECT_{t-1} имеет высокую значимость, отрицателен, и по модулю меньше 1, что говорит о постепенной сходимости обменного курса к равновесному. Однако

скорости сходимости в режимах 0 и 1 очень сильно отличаются друг от друга. Значения коэффициентов коррекции показывают, что для того, чтобы отклонение реального курса от равновесного значения уменьшилось в 2 раза, в режиме 0 потребуется всего лишь чуть больше месяца, в то время как в режиме 1 для этого понадобится более двух лет. Этот результат будет наглядно продемонстрирован при построении импульсных откликов реального курса в ответ на шоки цен на нефть.

Поскольку в режиме 1 коэффициент при разности цен на нефть оказался незначимым, было принято решение оценить модель (2) с ограничением на равенство нулю данного коэффициента. Результаты оценивания приведены в табл. 4.

Таблица 4. Результаты оценивания модели коррекции ошибок с марковскими переключениями режимов без разности цены на нефть в режиме 1

Параметр		
α	0.260*** (0.018)	
β	3.521*** (0.073)	
	Режим 0	Режим 1
ECT_{t-1}	-0.480*** (0.070)	-0.026*** (0.006)
$\Delta \ln(poil_t)$	0.410*** (0.045)	
$\Delta \ln(rer_{t-1})$	0.415*** (0.086)	0.283*** (0.054)
σ	0.023*** (0.003)	0.015*** (0.001)
p_{00}	0.866*** (0.059)	
p_{11}	0.966*** (0.016)	
Log likelihood	605.78	

Примечание. *** — значимость на 1%-ном уровне, в скобках приведены стандартные ошибки.

Оцененные значения переходных вероятностей $p_{00} = 0.87$ и $p_{11} = 0.97$ указывают на то, что оба режима являются достаточно устойчивыми. На уровне значимости 95% отвергается гипотеза о том, что хотя бы одна из этих вероятностей равна 1, т. е. в модели отсутствует абсорбирующее состояние. На рисунке 3 для обоих состояний модели представлены графики *фильтрованной вероятности* $P(s_t = i | I_t)$, рассчитываемой по информации, доступной на момент времени t , и *сглаженной вероятности* $P(s_t = i | I_T)$, основанной на информации по всей выборке. Считая, что в момент времени t действует режим i , если $P(s_t = i | I_T) > 0.5$, можно видеть, что режим 1 наблюдался, в основном, в периоды, когда скачки номинального курса рубля сдерживались валютными интервенциями, и реальный обменный курс при-способлялся к своему долгосрочному равновесию в большей степени за счет изменений

цен на отечественные товары и услуги (Дробышевский, Полбин, 2016). Интервалы преобладания режима 0 (январь — апрель 2009 г., август 2011 г. — июль 2012 г. и, с небольшими промежутками, февраль 2014 г. — январь 2017 г.) совпадают с периодами высокой волатильности номинального обменного курса. Интересно отметить, что, несмотря на переход Банка России в ноябре 2014 г. к плавающему номинальному курсу, в последние годы периодически идентифицируется состояние негибкого курсообразования (режим 1). Этот факт можно объяснить особенностями проведения фискальной политики и новым бюджетным правилом. С февраля 2017 г. Минфином России на ежемесячной основе стали проводиться операции по покупке иностранной валюты в объеме превышения фактических поступлений нефтегазовых доходов над уровнем нефтегазовых доходов федерального бюджета, сформированного при цене на нефть марки «Юралс» в 40 долларов США за баррель.

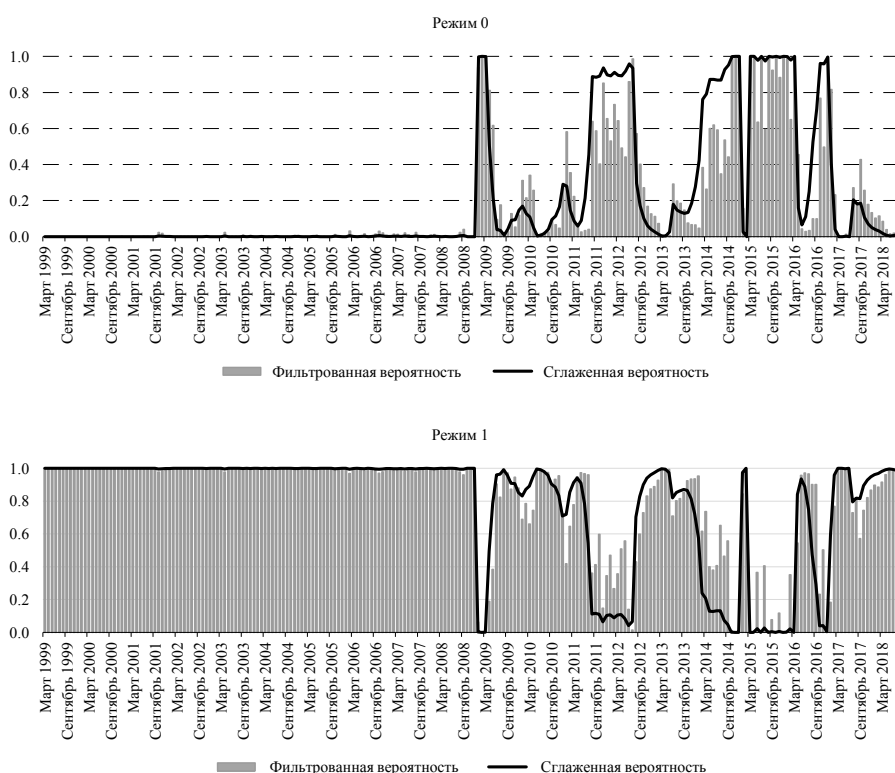


Рис. 3. Фильтрованная и сглаженная вероятности режимов

Для наглядной демонстрации отличий в сходимости реального обменного курса к равновесному в разных режимах строятся импульсные отклики реального курса на шок нефтяных цен. Предполагается, что в момент времени 0 система находится в долгосрочном равновесии, а в момент времени 1 происходит неожиданное перманентное увеличение нефтяных цен на 10%. Функции импульсного отклика, показывающие динамику приспособления реального курса к новому равновесию с более высоким уровнем нефтяных цен, представлены на рис. 4. Здесь пунктирные линии — границы 95%-ного доверительного интервала. Временной период по оси абсцисс соответствует одному месяцу. Ось ординат отражает процентный

вклад в уровень реального обменного курса рубля рассматриваемого нефтяного шока. При построении импульсного отклика предполагалось, что режимы на горизонте отклика неизменны, что соответствует задаче анализа динамических характеристик системы в каждом из режимов, а не задаче построения прогнозов динамики курса на будущее с учетом вероятной смены режимов.

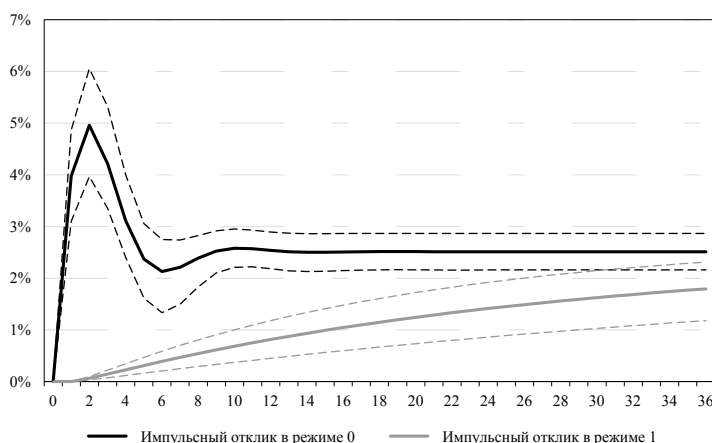


Рис. 4. Функции импульсных откликов реального обменного курса рубля на 10%-ный перманентный шок нефтяных цен

Как видно из рис. 4, в режиме 0 реальный обменный курс рубля сразу резко реагирует на нефтяной шок за счет быстрого изменения номинального обменного курса. При этом наблюдается эффект «перелета»: в ответ на положительный шок нефтяных цен реальный курс укрепляется слишком сильно по сравнению с долгосрочным уровнем, а в ответ на отрицательный шок происходит излишняя девальвация. Далее реальный обменный курс достаточно быстро приближается к своему долгосрочному равновесию.

В режиме 1 процесс приспособления реального курса к долгосрочному равновесию в ответ на изменение нефтяных цен происходит в основном за счет механизма коррекции ошибок. Требуется почти два года, чтобы наполовину сократить разрыв между курсом и его долгосрочным равновесием.

Проведенные ранее в данной работе расчеты основаны на предположении, что долгосрочная взаимосвязь между обменным курсом и ценой нефти инвариантна к смене режимов. Можно формально протестировать эту гипотезу, рассмотрев расширение модели (2) вида

$$\Delta \ln(rer_t) = \mu_{s_t} [\ln(rer_{t-1}) - (\alpha + \alpha' s_t) \ln(poil_{t-1}) - \beta - \beta' s_t] + \sum_{i=1}^p \lambda_{s_t}^i \Delta \ln(rer_{t-i}) + \sum_{j=0}^q \varphi_{s_t}^j \Delta \ln(poil_{t-j}) + \sigma_{s_t} \varepsilon_t, \quad (3)$$

где долгосрочная взаимосвязь между курсом и ценой нефти характеризуется параметрами (α, β) в первом режиме и $(\alpha + \alpha', \beta + \beta')$ во втором.

Оценивание модели (3) при $p=1$ и $q=0$ методом максимального правдоподобия дает следующие результаты (табл. 5): коэффициенты α и β и параметры краткосрочной

динамики обменного курса в обоих режимах мало отличаются от соответствующих оценок модели (2), а коэффициенты α' и β' незначимы. Чтобы протестировать гипотезу об их совместной незначимости, $\alpha' = 0$ и $\beta' = 0$, строятся доверительные эллипсы для вектора параметров (α', β') . Как видно из рис. 5, начало координат находится внутри эллипса, соответствующего доверительному уровню 70%. Таким образом, гипотеза об инвариантности долгосрочной связи между обменным курсом и ценой нефти к изменению режима не может быть отвергнута. Этот результат полностью соответствует теоретическим представлениям о нейтральности денежно-кредитной политики в долгосрочной перспективе, согласно которым политика центрального банка влияет только на скорость подстройки реального обменного курса к долгосрочному равновесию, но не на само долгосрочное равновесие.

Таблица 5. Результаты оценивания модифицированной модели коррекции ошибок

Параметр		
α	0.257*** (0.018)	
α'	0.119 (0.081)	
β	3.532*** (0.074)	
β'	-0.433 (0.313)	
	Режим 0	Режим 1
ECT_{t-1}	-0.479*** (0.070)	-0.030*** (0.010)
$\Delta \ln(poil_t)$	0.408*** (0.045)	
$\Delta \ln(rer_{t-1})$	0.418*** (0.087)	0.282*** (0.055)
σ	0.023*** (0.003)	0.014*** (0.001)
p_{00}	0.868*** (0.058)	
p_{11}	0.967*** (0.016)	
Log likelihood	606.72	

Примечание. *** — значимость на 1%-ном уровне, в скобках приведены стандартные ошибки.

Далее на рассматриваемом промежутке времени сопоставляются значения фактического реального эффективного курса рубля и долгосрочного курса, рассчитанного по оцененным коэффициентам α и β модели (2) через цены на нефть: $\ln(rer_t) = 0.26 \ln(poil_{t-1}) + 3.52$. Как видно из рис. 6, где представлены соответствующие графики, вследствие почти четырехкратной девальвации рубля во время кризиса 1998 г. реальный курс изначально был сильно недооценен. Затем реальный обменный курс стал постепенно приближаться к равновесию

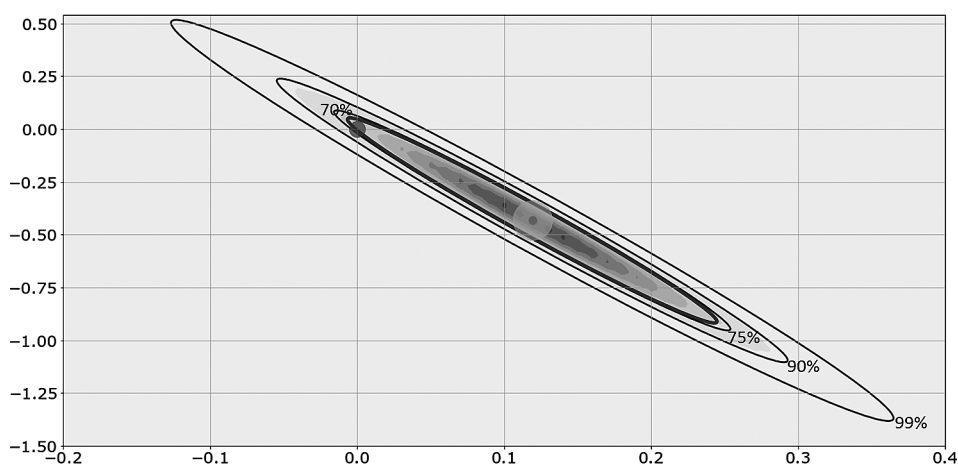


Рис. 5. Доверительные эллипсы для вектора параметров (α', β')

в рамках режима медленной корректировки. Однако в 2004 г. цены на нефть начали существенно расти, и равновесный реальный курс повысился, но проводимая Банком России политика сдерживания номинального курса за счет накопления резервов вкупе со стерилизацией притока валюты через Стабилизационный фонд препятствовали коррекции фактического реального курса к равновесному. Период недооценки продолжался вплоть до кризиса 2008 г., и лишь в результате девальвации номинального курса реальный курс смог сблизиться с равновесным. Затем реальный курс рубля стал флуктуировать с небольшим разбросом вокруг своего равновесного значения.

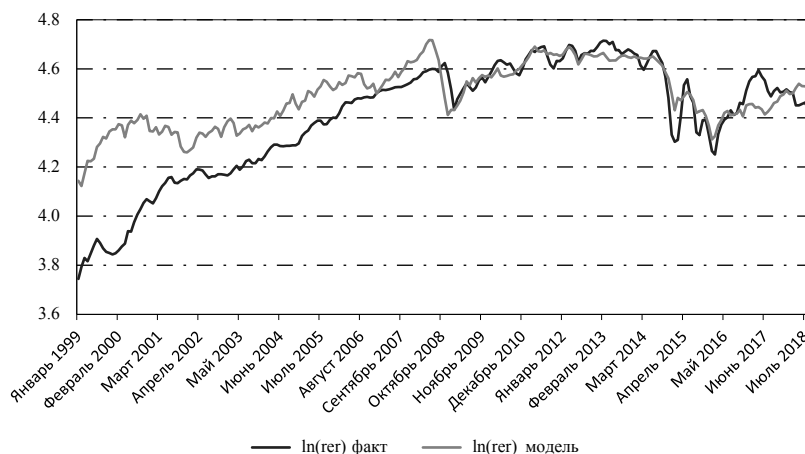


Рис. 6. Фактические и фундаментально обоснованные значения логарифма реального эффективного курса рубля

5. Заключение

В настоящей работе рассмотрена модель коррекции ошибок для реального обменного курса рубля с марковскими переключениями режимов, позволяющая учесть нестабильность динамических характеристик данных, возникающую вследствие изменения режима денежно-кредитной политики, введения санкций и др. Чтобы избежать проблемы мультиколлинеарности регрессоров, внимание было сконцентрировано на простой парной долгосрочной зависимости реального обменного курса от нефтяных цен как прокси-переменной условий торговли.

Результаты оценивания модели показывают, что в период 1999–2018 гг. четко разделяются два режима динамики реального курса: с быстрым и медленным приспособлением к долгосрочному равновесию в ответ на шоки цены нефти. В первом режиме приспособление к долгосрочному равновесию происходит в большей мере за счет изменений цен на отечественные товары и услуги (т. е. инфляции внутренних цен), во втором — за счет изменений в номинальном обменном курсе рубля. Несмотря на переход Банка России к плавающему обменному курсу в ноябре 2014 г., в последние годы периодически идентифицируется режим негибкого курсообразования, что может быть следствием реализации нового бюджетного правила. Согласно этому правилу, с февраля 2017 г. Минфин России ежемесячно покупал иностранную валюту в объеме превышения фактических поступлений нефтегазовых доходов над уровнем нефтегазовых доходов федерального бюджета, сформированного при цене на нефть марки «Юралс», равной 40 долл. США за баррель. Анализ марковской модели также показал, что гипотеза об инвариантности долгосрочной связи между обменным курсом и ценой нефти к изменению режима не может быть отвергнута. Этот результат полностью соответствует теоретическим представлениям о нейтральности денежно-кредитной политики в долгосрочной перспективе.

Список литературы

- Божечкова А., Трунин П. (2015). Оценка фундаментально обоснованного реального курса рубля. *Экономическое развитие России*, 22 (2), 16–19.
- Гурвич Е., Соколов В., Улюкаев А. (2008). Оценка вклада эффекта Балассы–Самуэльсона в динамику реального обменного курса рубля. *Вопросы экономики*, 7, 12–30.
- Дробышевский С., Полбин А. (2016). О роли плавающего курса рубля в стабилизации деловой активности при внешнеэкономических шоках. *Проблемы теории и практики управления*, 6, 66–71.
- Пестова А. А. (2017). Режимы денежно-кредитной политики Банка России: рекомендации для количественных исследований. *Вопросы экономики*, 4, 38–60.
- Полбин А. В. (2017). Моделирование реального курса рубля в условиях изменения режима денежно-кредитной политики. *Вопросы экономики*, 4, 61–78.
- Скроботов А. А., Фокин Н. Д. (2018). Тестирование асимметричной сходимости реального обменного курса к равновесному во время режима управляемого курса рубля. *Экономическая политика*, 13 (3), 132–147.
- Скрыпник Д. В. (2016). Макроэкономическая модель российской экономики. *Экономика и математические методы*, 52 (3), 92–113.
- Сосунов К. А., Ушаков Н. Ю. (2009). Определение реального курса рубля и оценка политики долгосрочного таргетирования реального курса валюты. *Журнал Новой экономической ассоциации*, 3–4, 97–122.

Сосунов К. А., Шумилов А. В. (2005). Оценивание равновесного реального обменного курса российского рубля. *Экономический журнал ВШЭ*, 9 (2), 216–229.

Трунин П., Князев Д., Кудюкина Е. (2010). Анализ факторов динамики обменного курса рубля. *Научные труды Института Гайдара*, 144Р.

Balassa B. (1964). The purchasing-power parity doctrine: A reappraisal. *Journal of Political Economy*, 72 (6), 584–596.

Balcilar M., Hammoudeh S., Asaba N. F. (2015). A regime-dependent assessment of the information transmission dynamics between oil prices, precious metal prices and exchange rates. *International Review of Economics and Finance*, 40, 72–89.

Basher S. A., Haug A. A., Sadorsky P. (2016). The impact of oil shocks on exchange rates: A Markov-switching approach. *Energy Economics*, 54, 11–23.

Baum L. E., Petrie T. (1966). Statistical inference for probabilistic functions of finite state Markov chains. *Annals of Mathematical Statistics*, 37, 1554–1563.

Baum L. E., Petrie T., Soules G., Weiss N. (1970) A maximization technique occurring in the statistical analysis of probabilistic functions of Markov chains. *Annals of Mathematical Statistics*, 41, 164–171.

Bleaney M., Tian M. (2014). Net foreign assets and real exchange rates revisited. *Oxford Economic Papers*, 66 (4), 1145–1158.

Diebold F. X., Lee J. H., Weinbach G. C. (1994). Regime switching with time-varying transition probabilities. In: Hargreaves C. (ed.) *Nonstationary time series analysis and cointegration*, 283–302. Oxford University Press, Oxford.

Dueker M. (1997). Markov switching in GARCH processes and mean-reverting stock-market volatility. *Journal of Business and Economic Statistics*, 15 (1), 26–34.

Edwards S. (1988). Real and monetary determinants of real exchange rate behavior: Theory and evidence from developing countries. *Journal of Development Economics*, 29 (3), 311–341.

Engel C., Hakkio C. S. (1996). The distribution of exchange rates in the EMS. *International Journal of Finance and Economics*, 1 (1), 55–67.

Engel C., Hamilton J. D. (1990). Long swings in the dollar: Are they in the data and do markets know it? *American Economic Review*, 80 (4), 689–713.

Engle R. F., Granger C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55 (2), 251–276.

Filardo A. J. (1994). Business cycle phases and their transitional dynamics. *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 299–308.

Froot K. A., Rogoff K. (1991). The EMS, the EMU, and the transition to a common currency. *NBER Macroeconomics Annual 1991*, 6, 269–328.

Garcia R., Perron P. (1996). An analysis of the real interest rate under regime shifts. *The Review of Economics and Statistics*, 78 (1), 111–125.

Hamilton J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57 (2), 357–384.

Hamilton J. D., Lin G. (1996). Stock market volatility and the business cycle. *Journal of Applied Econometrics*, 11 (5), 573–593.

Kim C. J., Nelson C. R. (1998). Business cycle turning points, a new coincident index, and tests of duration dependence based on a dynamic factor model with regime switching. *The Review of Economics and Statistics*, 80 (2), 188–201.

Krolzig H. M. (1997). *Markov-switching vector autoregressions: Modeling, statistical inference and application to business cycle analysis*. Springer, Berlin.

Krolzig H. M. (1999). *Statistical analysis of cointegrated VAR processes with Markovian regime shifts*. University of Oxford, Oxford.

Krolzig H. M., Toro J. (2005). Classical and modern business cycle measurement: The European case. *Spanish Economic Review*, 7 (1), 1–21.

MacKinnon J. (2010). Critical values for cointegration tests. *Queen's University, Department of Economics Working Paper*, 1227.

Martinez Peria M. S. (2002). A regime switching approach to studying speculative attacks: A focus on EMS crises. *Empirical Economics*, 27 (2), 299–334.

Samuelson P. A. (1964). Theoretical notes on trade problems. *Review of Economics and Statistics*, 46 (2), 145–154.

Zhu C., Byrd R. H., Lu P., Nocedal J. (1997). Algorithm 778: L-BFGS-B: Fortran sub-routines for large-scale bound-constrained optimization. *ACM Transactions on Mathematical Software*, 23 (4), 550–560.

Поступила в редакцию 31.03.2019;

принята в печать 05.06.2019.

Polbin A., Shumilov A., Bedin A., Kulikov A. Modeling real exchange rate of the Russian ruble using Markov regime switching approach. *Applied Econometrics*, 2019, v. 55, pp. 32–50.

DOI: 10.24411/1993-7601-2019-10009

Andrey Polbin

RANEPA, Gaidar Institute, Moscow, Russian Federation;
apolbin@iep.ru

Andrei Shumilov

RANEPA, Moscow, Russian Federation;
ashum1@mail.ru

Andrei Bedin

RANEPA, MIPT, Moscow, Russian Federation;
andrey.bedin@gmail.com

Alexander Kulikov

RANEPA, MIPT, Moscow, Russian Federation;
avkulikov15@gmail.com

Modeling real exchange rate of the Russian ruble using Markov regime switching approach

The paper analyzes the relationship between the real Russian ruble exchange rate and real oil prices using the error correction model with Markov regime switching, which allows for changes in exchange rate policy. It is found that during the period 1999–2018 real exchange rate dynamics was characterized by two clearly distinguishable regimes, one with fast and the other with slow adjustment to long-term equilibrium in response to oil price shocks. Further model testing shows that long-term relationship

between real exchange rate and oil price is invariant to regime change. It is also found that, despite adoption of a floating exchange rate policy in 2014, inflexible real exchange rate regime has been periodically identified in recent years. This could be due to the new budget rule, according to which Russian Ministry of Finance in February 2017 started purchasing foreign currencies in amount of excess oil and gas earnings of the federal budget.

Keywords: real effective exchange rate; Russia; oil prices; Markov regime switching model; error correction model.

JEL classification: C22; C51; E52; F31; F41.

References

Bozhechkova A., Trunin P. (2015). Estimation of fundamentally substantiated real exchange rate of the ruble. *Russian Economic Developments*, 22 (2), 16–19 (in Russian).

Gurvich E., Sokolov V., Ulyukaev A. (2008). Assessment of the Balassa–Samuelson effect, a contribution to the dynamics of the real exchange rate. *Voprosy Ekonomiki*, 7, 12–30 (in Russian).

Drobyshevsky S., Polbin A. (2016). On the role of the floating exchange rate of the ruble in stabilizing business activity under foreign trade shocks. *Theoretical and Practical Aspects of Management*, 6, 66–71 (in Russian).

Pestova A. (2017). Monetary policy regimes in Russia: Guidelines for further quantitative studies. *Voprosy Ekonomiki*, 4, 38–60 (in Russian).

Polbin A. (2017). Modeling the real exchange rate of the ruble in the context of changes in the monetary policy regime. *Voprosy Ekonomiki*, 4, 61–78 (in Russian).

Skrobotov A. A., Fokin N. D. (2018). Testing the asymmetric convergence of the real exchange rate to equilibrium during the managed ruble exchange rate regime. *Economic Policy*, 13 (3), 132–147 (in Russian).

Skripnik D. V. (2016). A macroeconomic model of the Russian economy. *Economics and Mathematical Methods*, 52 (3), 92–113 (in Russian).

Sosunov K. A., Ushakov N. Yu. (2009). Determination of the real exchange rate of the ruble and assessment of long-run policy of real exchange rate targeting. *Journal of the New Economic Association*, 3–4, 97–122 (in Russian).

Sosunov K. A., Shumilov A. V. (2005). Estimation of the equilibrium real exchange rate for Russia. *HSE Economic Journal*, 9 (2), 216–229 (in Russian).

Trunin P., Kniazev D., Kuduykina E. (2010). Perspective issues in the CBR's exchange rate policy. *Gaidar Institute for Economic Policy Research Paper Series*, 144P (in Russian).

Balassa B. (1964). The purchasing-power parity doctrine: A reappraisal. *Journal of Political Economy*, 72 (6), 584–596.

Balcilar M., Hammoudeh S., Asaba N. F. (2015). A regime-dependent assessment of the information transmission dynamics between oil prices, precious metal prices and exchange rates. *International Review of Economics and Finance*, 40, 72–89.

Basher S. A., Haug A. A., Sadorsky P. (2016). The impact of oil shocks on exchange rates: A Markov-switching approach. *Energy Economics*, 54, 11–23.

Baum L. E., Petrie T. (1966). Statistical inference for probabilistic functions of finite state Markov chains. *Annals of Mathematical Statistics*, 37, 1554–1563.

Baum L. E., Petrie T., Soules G., Weiss N. (1970) A maximization technique occurring in the statistical analysis of probabilistic functions of Markov chains. *Annals of Mathematical Statistics*, 41, 164–171.

Bleaney M., Tian M. (2014). Net foreign assets and real exchange rates revisited. *Oxford Economic Papers*, 66 (4), 1145–1158.

Diebold F. X., Lee J. H., Weinbach G. C. (1994). Regime switching with time-varying transition probabilities. In: Hargreaves C. (ed.) *Nonstationary time series analysis and cointegration*, 283–302. Oxford University Press, Oxford.

Dueker M. (1997). Markov switching in GARCH processes and mean-reverting stock-market volatility. *Journal of Business and Economic Statistics*, 15 (1), 26–34.

Edwards S. (1988). Real and monetary determinants of real exchange rate behavior: Theory and evidence from developing countries. *Journal of Development Economics*, 29 (3), 311–341.

Engle R. F., Granger C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55 (2), 251–276.

Engel C., Hakkio C. S. (1996). The distribution of exchange rates in the EMS. *International Journal of Finance and Economics*, 1 (1), 55–67.

Engel C., Hamilton J. D. (1990). Long swings in the dollar: Are they in the data and do markets know it? *American Economic Review*, 80 (4), 689–713.

Filardo A. J. (1994). Business cycle phases and their transitional dynamics. *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 299–308.

Froot K. A., Rogoff K. (1991). The EMS, the EMU, and the transition to a common currency. *NBER Macroeconomics Annual 1991*, 6, 269–328.

Garcia R., Perron P. (1996). An analysis of the real interest rate under regime shifts. *The Review of Economics and Statistics*, 78 (1), 111–125.

Hamilton J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57 (2), 357–384.

Hamilton J. D., Lin G. (1996). Stock market volatility and the business cycle. *Journal of Applied Econometrics*, 11 (5), 573–593.

Kim C. J., Nelson C. R. (1998). Business cycle turning points, a new coincident index, and tests of duration dependence based on a dynamic factor model with regime switching. *The Review of Economics and Statistics*, 80 (2), 188–201.

Krolzig H. M. (1997). *Markov-switching vector autoregressions: Modeling, statistical inference and application to business cycle analysis*. Springer, Berlin.

Krolzig H. M. (1999). *Statistical analysis of cointegrated VAR processes with Markovian regime shifts*. University of Oxford, Oxford.

Krolzig H. M., Toro J. (2005). Classical and modern business cycle measurement: The European case. *Spanish Economic Review*, 7 (1), 1–21.

MacKinnon J. (2010). Critical values for cointegration tests. *Queen's University, Department of Economics Working Paper*, 1227.

Martinez Peria M. S. (2002). A regime switching approach to studying speculative attacks: A focus on EMS crises. *Empirical Economics*, 27 (2), 299–334.

Samuelson P. A. (1964). Theoretical notes on trade problems. *Review of Economics and Statistics*, 46 (2), 145–154.

Zhu C., Byrd R. H., Lu P., Nocedal J. (1997). Algorithm 778: L-BFGS-B: Fortran sub-routines for large-scale bound-constrained optimization. *ACM Transactions on Mathematical Software*, 23 (4), 550–560.

Received 31.03.2019; accepted 05.06.2019.