
МАТЕМАТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ЭКОНОМИЧЕСКИХ МОДЕЛЕЙ

Модель зависимости обменного курса рубля от цен на нефть с марковскими переключениями режимов

© 2020 г. А.В. Полбин, А.В. Шумилов

А.В. Полбин,

РАНХиГС, Москва; Институт Гайдара, Москва; e-mail: apolbin@ier.ru

А.В. Шумилов,

РАНХиГС, Москва; e-mail: shumilov-av@ranepa.ru

Поступила в редакцию 17.02.2020

Статья подготовлена в рамках выполнения научно-исследовательской работы государственного задания РАНХиГС.

Авторы выражают благодарность анонимным рецензентам за полезные замечания.

Аннотация. В работе исследуется зависимость обменного курса рубля к доллару США от мировых цен на нефть с помощью авторегрессионной модели с марковскими переключениями режимов. Показано, что на дневных данных 2009–2019 гг. эта зависимость наиболее адекватно характеризуется тремя режимами со следующими особенностями: 1) слабой реакцией обменного курса на шоки цены нефти — низкой условной волатильностью изменений курса; 2) сильной реакцией — умеренной волатильностью; 3) сильной реакцией — высокой волатильностью. Режим 3 охватывает кризисные периоды, когда рубль существенно ослабевал по отношению к доллару США. Состояние 1 является преобладающим в период действия режима управляемого валютного курса до ноября 2014 г. После перехода Банка России к плавающему обменному курсу и инфляционному таргетированию режим 1 стал стабильно наблюдаться с июля 2017 г. Этот результат можно связать с введением в 2017 г. нового бюджетного правила, снижающего зависимость обменного курса рубля от колебаний цен на нефть. Переключения между режимами модели могли быть, кроме того, обусловлены колебаниями неопределенности, измеренной индексами геополитического риска, и неопределенности в экономической политике для России. Также в работе показано, что трехрежимная модель с марковскими переключениями по предсказательным свойствам превосходит модели случайного блуждания и линейную модель обменного курса рубля. Предложенная модель может быть использована для идентификации режимов обменного курса в реальном времени, сценарной оценки последствий для курса рубля при альтернативных траекториях цен на нефть, а также при выработке стратегий хеджирования валютных рисков частным сектором.

Ключевые слова: обменный курс рубля, цены на нефть, авторегрессионная модель с марковскими переключениями режимов, предсказание обменного курса рубля.

Классификация JEL: C22, C51, E58, F31, Q43.

DOI: 10.31857/S042473880012410-0

1. ВВЕДЕНИЕ

Предсказуемость, стабильность валютного курса имеет большое значение для устойчивого развития национальной экономики. В странах, в которых экспорт того или иного вида сырья составляет существенную долю внешнеторгового оборота, валютный курс в значительной степени определяется мировыми ценами на сырье: при их росте увеличивается приток иностранной валюты в страну, растет спрос на национальную валюту, что должно приводить к укреплению номинального обменного курса, если центральный банк этому не препятствует за счет интервенций. В литературе в качестве ключевых теоретических каналов влияния мировых сырьевых цен на обменные курсы стран-экспортеров сырья выделяются канал условий торговли (изменение относительных цен торгуемых и неторгуемых товаров) и канал перераспределения богатства и перебалансировки портфелей активов (Golub, 1983; Chen, Rogoff, 2003). Значимость воздействия изменения сырьевых цен на номинальные обменные курсы для стран-экспортеров сырья выявлена во множестве эмпирических исследований (см., например, (Chen, 2002; Ferraro, Rogoff, Rossi, 2015)).

В настоящей работе мы задаемся вопросом о характере зависимости номинального курса рубля от цен на нефть — важнейшего фактора внешнеэкономических условий для России — на данных дневной частотности¹, а также анализируем, является ли эта зависимость инвариантной во времени или на исторических данных можно выделить периоды, когда воздействие нефтяных цен на обменный курс существенно менялось.

Для анализа динамики обменного курса мы используем модель с марковскими переключениями режимов (состояний), в которой переменная состояния управляется скрытой цепью Маркова первого порядка (Goldfeld, Quandt, 1973). По сравнению с известными нелинейными моделями с заданными моментами сдвига параметров и с заданными пороговыми значениями методика марковских переключений состояний является более гибкой, так как классификация режимов в ней имеет вероятностный характер и определяется данными. После выхода получившей широкое признание пионерной работы (Hamilton, 1989), посвященной идентификации фаз бизнес-циклов в США, различные варианты марковских моделей успешно применяются в приложениях для анализа множества макроэкономических и финансовых показателей.

Моделированию номинальных обменных курсов посвящено обширное количество научных исследований. В качестве примеров классических теоретических исследований можно привести работы (Frenkel, 1976; Mussa, 1982), в которых разрабатывается монетарная модель с абсолютно гибкими ценами, модель Дорнбуша (Dornbush, 1976) с эффектом перелета номинального обменного курса, в которой вводится неабсолютная гибкость цен, модель Обстфельда—Рогова (Obstfeld, Rogoff, 1995) с микрообоснованиями, динамика макроэкономической системы в которой выводится из оптимизационной деятельности экономических агентов. В работах (Gali, Monacelli, 2005; Devereux, Lane, Xu, 2006) анализируются оптимальные режимы денежно-кредитной и валютной политики. В настоящей статье, следуя работе (Ferraro, Rogoff, Rossi, 2015), мы придерживаемся не структурного подхода к описанию динамики номинального обменного курса, а строим простую авторегрессионную модель в приведенной форме. Так, современные макроэкономические DSGE-модели (Dynamic Stochastic General Equilibrium) обычно лог-линеаризуются около устойчивого долгосрочного равновесия, и после применения методов разрешения системы линейных уравнений с рациональными ожиданиями DSGE-модели приобретают простую приведенную форму векторной авторегрессии. Параметры в приведенной форме будут определяться как структурными параметрами исходной теоретической модели, так и режимом экономической политики — при изменении режима экономической политики будут меняться и кросс-корреляционные взаимосвязи между макроэкономическими показателями.

Таким образом, в настоящей работе делается попытка уловить изменения параметров структурной теоретической модели, определяемые, например, конкретным режимом экономической политики, на основе идентификации изменений во времени параметров модели в приведенной форме. Построение модели в приведенной форме оправдано для решения вопросов позитивного экономического анализа. Предложенная модель может быть использована для идентификации действующего режима обменного курса в реальном времени, сценарной оценки последствий для номинального обменного курса при альтернативных траекториях цен на нефть. Это, в свою очередь, также имеет ценность для прогнозирования инфляции потребительских цен в рамках наличия эффекта переноса обменного курса в цены, а также при выработке стратегий хеджирования валютных рисков частным сектором. Однако ценность данной модели для решения таких вопросов нормативного экономического анализа, как нахождение оптимального значения номинального обменного курса, ограничена. Для ответа на вопросы нормативного анализа необходимо построение более сложных структурных моделей.

2. ДАННЫЕ

В эконометрическом анализе настоящей работы используются дневные данные по обменному курсу и цене на нефть за период с 1 января 2009 г. по 30 ноября 2019 г. Выбор левой границы интервала наблюдений обусловлен тем, что в более ранний период бурного роста цен на нефть 2004–2008 гг. номинальный курс рубля менялся очень слабо, так как Банк России в целях поддержания конкурентоспособности отечественного производства активно противодействовал

¹ Для учета колебаний с очень низкой частотой следовало бы влияние цен нефти на экономику анализировать, опираясь на структурные модели экономики. Однако этот аспект не рассматривается в данной статье и может стать предметом дальнейших исследований.

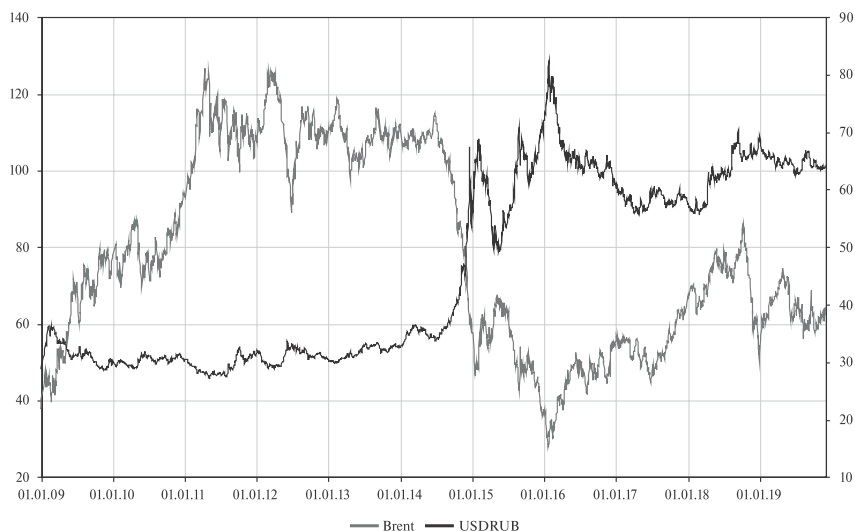


Рис. 1. Дневные котировки обменного курса USDRUB (правая ось: руб./долл.) и цены на нефть марки Brent (левая ось: долл./барр.)

укреплению рубля, осуществляя масштабные закупки иностранной валюты на внутреннем валютном рынке (Пестова, 2017).

Обменный курс er_t определяется как цена закрытия² торгов долларом США за российские рубли с расчетами «завтра» на Московской бирже, измеренная в рублях за доллар (источник: Bloomberg)³. В качестве переменной цены нефти берется расчетная цена фьючерса на нефть марки Brent⁴ (в долларах США за баррель нефти), $brent_t$, на Межконтинентальной бирже (источник: Bloomberg). В итоговую выборку, состоящую из 2704 наблюдений, не входят выходные и праздничные дни, в которые торги на том или ином рынке не проводились. Графики переменных цены на нефть и обменного курса представлены на рис. 1.

3. СПЕЦИФИКАЦИИ МОДЕЛИ

Динамическая зависимость обменного курса рубля от нефтяных цен моделируется в предположении, что цены на нефть экзогенны по отношению к малой открытой российской экономике. Тогда, учитывая возможную нелинейность зависимостей, динамику валютного курса можно описать с помощью авторегрессионной модели с марковскими переключениями K режимов, все коэффициенты которой могут меняться при смене состояний:

$$\Delta \ln(er_t) = \text{const}_{s_t} + \sum_{i=1}^p \alpha_{s_t}^i \Delta \ln(er_{t-i}) + \sum_{j=0}^q \beta_{s_t}^j \Delta \ln(brent_{t-j}) + \sigma_{s_t} \varepsilon_t, \quad (1)$$

где s_t — ненаблюдаемая переменная режима модели в момент времени t ($s_t \in \{1, \dots, K\}$), p и q — число лагов приращений обменного курса и цены нефти соответственно, ε_t — независимые нормально распределенные случайные величины с нулевым средним значением и единичной дисперсией, σ_{s_t} — зависящее от режима стандартное отклонение ошибок. Ненаблюдаемый стохастический 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 : $P(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij}$, $p_{ij} > 0$. Поскольку по определению $\sum_{j=0}^K p_{ij} = 1$ ($i \in \{1, \dots, K\}$), марковская цепь характеризуется $K(K-1)$ параметрами переходных вероятностей.

² На 23:50 по московскому времени.

³ Как альтернативный вариант переменной обменного курса мы также рассмотрели котировки закрытия для валютной пары «доллар США — российский рубль» на рынке Forex, где торги проводятся и во время российских праздников (источник: ИК Финам). Результаты численного моделирования при такой замене практически не меняются.

⁴ Расчетная цена (settlement price) определяется как средневзвешенная цена фьючерсных сделок в двухминутный период 19:28–19:30 по лондонскому времени.

Таблица 1. Результаты J-тестов для выбора количества режимов в модели обменного курса с числом лагов $p = 1$ и $q = 0$

Сравниваемые модели	Оценка c	Оценка $(1-a)$	P-значение
Линейная и MS(2)	5,53E-09 (0,0002)	-0,1822 (0,1654)	0,535
Линейная и MS(3)	-4,15E-08 (0,0002)	-0,2037 (0,1581)	0,348
MS(2) и MS(3)	-3,20E-08 (0,0002)	0,063 (0,2175)	0,94

Примечание. В скобках приведены стандартные ошибки в форме Уайта. В последнем столбце — P-значения тестов Вальда на совместную незначимость параметров c и $(1-a)$.

Вектор параметров модели (1) $\theta = \{\text{const}, \alpha, \beta, \sigma, P\}$ оценивается с помощью итеративной процедуры максимизации логарифмической функции правдоподобия

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

где I_{t-1} — информационное множество момента времени $(t-1)$, $P(\cdot | \cdot)$ — рекурсивно рассчитываемая условная вероятность режима и $f(\cdot | \cdot)$ — условная гауссовская плотность распределения $\Delta \ln(er_t)$. В используемом нами эконометрическом пакете EViews для нахождения оптимума применяется алгоритм Бройдена—Флетчера—Гольдфарба—Шанно (BFGS).

Для выбора числа лагов (p и q) и числа режимов (K) в авторегрессионной модели (1) (включая линейный вариант $K = 1$) мы используем байесовский информационный критерий (BIC). Для каждого K от одного до трех⁵ минимум этого информационного критерия достигается в спецификации с одной запаздывающей разностью обменного курса и первой разностью нефтяных цен ($p = 1$, $q = 0$). В этой спецификации по байесовскому критерию двухрежимная модель предпочтительнее линейной, а трехрежимная модель превосходит двухрежимную. Этот вывод подтверждается также использованием J-теста Дэвидсона—Маккиннона. В нем модели с $K1$ и $K2$ режимами ($K1 < K2$) сопоставляются на основе регрессии приращения обменного курса на его прогнозные значения в обеих моделях, $\widehat{\Delta \ln(er_t)}^{(K1)}$ и $\widehat{\Delta \ln(er_t)}^{(K2)}$, рассчитываемые с помощью сглаженных вероятностей режимов⁶, и константу с ограничением

$$\Delta \ln(er_t) = c + (1-a)\widehat{\Delta \ln(er_t)}^{(K1)} + a\widehat{\Delta \ln(er_t)}^{(K2)} + \varepsilon_t.$$

Если оцененные параметры c и $(1-a)$ совместно статистически незначимы, то модель с $K2$ режимами считается более предпочтительной, чем модель с числом режимов $K1$. Представленные в табл. 1 результаты J-тестов для разных пар моделей аналогичны выводам, полученным на основе байесовского информационного критерия: линейная модель хуже моделей с марковскими переключениями режимов; трехрежимная модель MS(3) предпочтительнее двухрежимной MS(2).

4. ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЕ ОЦЕНКИ

Результаты оценивания выбранной авторегрессионной модели (1) с тремя режимами и глубиной запаздывания $p = 1$ и $q = 0$ представлены в табл. 2. Из нее видно, что единственным общим для всех режимов результатом является незначимость коэффициентов при запаздывающей разности обменного курса. Можно выделить следующие характерные особенности состояний модели.

Во-первых, как показывают оценки стандартного отклонения ошибок, условная волатильность изменений обменного курса рубля во втором режиме в 1,8 раза выше, чем в первом, а в третьем режиме — в 3,2 раза больше, чем во втором. Значимость этих отличий режимов по величине волатильности подтверждается результатами тестов Вальда на равенство оценок параметров в разных состояниях модели (табл. 3).

Во-вторых, значимые отрицательные коэффициенты при приращении цены на нефть в режимах 2 и 3 по абсолютной величине более чем в три раза превышают соответствующий коэффициент в режиме 1, причем гипотеза о равенстве коэффициентов в режимах 2 (3) и 1 отвергается, а в режимах 2 и 3 — нет.

⁵ Мы не рассматриваем большего числа режимов вследствие численных проблем с нахождением глобального максимума функции правдоподобия.

⁶ Сглаженная вероятность $P(s_t = i | I_T)$ — оптимальный прогноз $s_t = i$ с использованием информации по полной выборке I_T .

Таблица 2. Результаты оценивания модели обменного курса

Параметр	Режим 1	Режим 2	Режим 3
$\Delta \ln(er_{t-1})$	-0,0059 (0,0272)	0,0242 (0,0273)	0,0285 (0,0855)
$\Delta \ln(brent_t)$	-0,1056*** (0,0078)	-0,2996*** (0,0163)	-0,3345*** (0,0771)
const	-0,0001 (0,0001)	0,0002 (0,0003)	0,0043* (0,0025)
σ	0,0048*** (0,0001)	0,0085*** (0,0003)	0,0271*** (0,0021)
p_{11}	0,9775*** (0,0054)		
p_{12}	0,0207*** (0,0054)		
p_{22}	0,9575*** (0,0094)		
p_{21}	0,035*** (0,0088)		
p_{33}	0,9221*** (0,0333)		
p_{32}	0,0779** (0,0333)		
Число наблюдений	2702		
Log likelihood	9635,779		
Критерий Акаике (AIC)	-7,119		
Критерий Шварца (BIC)	-7,08		

Примечание. Символами «*», «**», «***» отмечены оценки, значимые на уровне 10, 5 и 1% соответственно. В скобках приведены стандартные ошибки.

Таблица 3. Результаты тестов Вальда на равенство коэффициентов при одной и той же переменной в разных режимах

Параметр	Режим 1 = режим 2	Режим 1 = режим 3	Режим 2 = режим 3	Режим 1 = режим 2 = = режим 3
	Р-значение	Р-значение	Р-значение	Р-значение
$\Delta \ln(er_{t-1})$	0,463	0,701	0,963	0,743
$\Delta \ln(brent_t)$	0,000	0,003	0,665	0,000
const	0,341	0,084	0,113	0,138
σ	0,000	0,000	0,000	0,000

В-третьих, режим 3 отличается от первых двух режимов тем, что в нем константа положительна и значима на 10%-ном уровне. Этот результат, означающий ослабление рубля в среднем в режиме 3, можно объяснить тем, что очень высокая волатильность режима является характерным признаком медвежьего рынка актива (в данном случае рубля), в котором доходность актива отрицательна.

Что касается оцененных параметров марковской цепи, то полученные значения переходных вероятностей $p_{11} = 0,978$, $p_{22} = 0,958$ и $p_{33} = 0,922$ указывают на то, что все три режима модели являются устойчивыми. При этом на уровне значимости 95% отвергается гипотеза о том, что какая-либо из указанных вероятностей равна 1, т.е. абсорбирующее состояние в модели отсутствует. Ожидаемые продолжительности режимов 1–3, рассчитываемых по формуле $1/(1 - p_{ii})$, составляют 44,4, 23,5 и 12,8 рабочих дня соответственно. Отметим также, что среди недиагональных элементов матрицы переходных вероятностей незначимыми являются элементы p_{31} и p_{13} , т.е. из высоковолатильного состояния модели практически невозможно сразу перейти в режим с низкой волатильностью, и наоборот.

Поскольку отдельно взятые коэффициенты авторегрессионной модели не дают полного представления о совокупном воздействии нефтяных цен на обменный курс, построим функции импульсного отклика обменного курса рубля на 10%-ный перманентный положительный шок цены

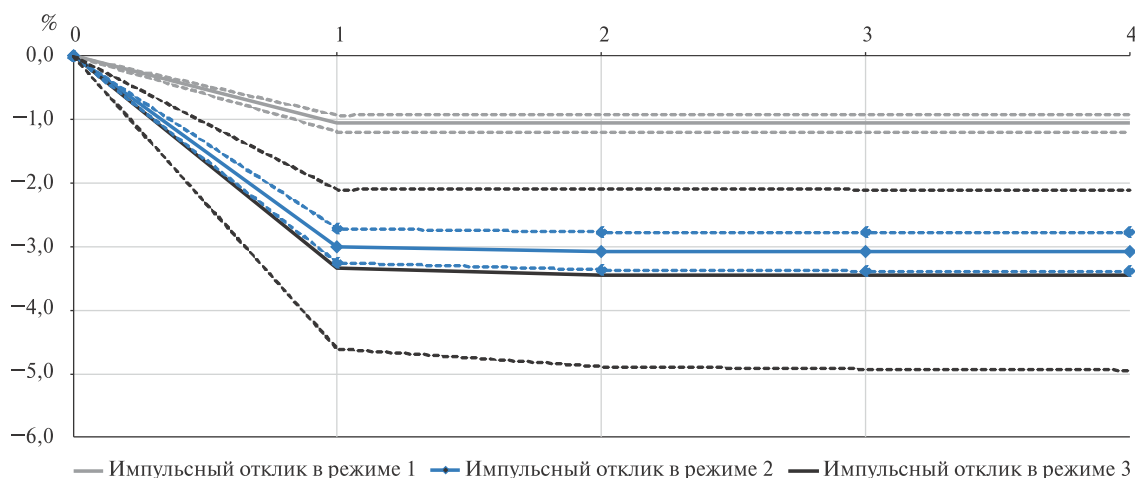


Рис. 2. Функции импульсных откликов обменного курса на 10%-ный перманентный положительный шок нефтяных цен

на нефть, считая, что цена на нефть является случайным блужданием (в силу ее крайне низкой прогнозируемости) и что режимы на горизонте отклика неизменны.

Графики функций импульсного отклика представлены на рис. 2. Здесь период времени по оси абсцисс соответствует одному дню (неожиданное увеличение цен на нефть происходит в день 1). Ось ординат отражает процентный вклад нефтяного шока в уровень обменного курса. Пунктирными линиями обозначены границы 90%-ного доверительного интервала откликов.

Отметим, что вследствие малого числа лагов итоговой спецификации модели значения откликов могут сколь-нибудь существенно меняться только в периоды с первого по третий. Как видно из рисунка, наиболее слабый отклик обменного курса на положительный шок цены нефти наблюдается в низковолatilном режиме 1: сразу после шока рубль укрепляется по отношению к доллару США всего на 1,06%, а долгосрочное укрепление рубля составляет лишь 1,05%. В режимах 2 и 3 мгновенная (долгосрочная) реакция обменного курса на шок цены на нефть гораздо более сильная — 3% (3,07%) и 3,34% (3,44%) соответственно, причем указанные значения откликов статистически совпадают. Таким образом, можно констатировать, что режимы 2 и 3 отличаются друг от друга лишь условным средним и условной волатильностью обменного курса.

Рассмотрим далее графики сглаженной вероятности $P(s_t = i | I_T)$, вычисляемой на основе информации по всей рассматриваемой выборке наблюдений I_T (рис. 3). Будем считать режим i действующим в момент времени t , если сглаженная вероятность $P(s_t = i | I_T) > 0,5$. Можно заметить, что наиболее редко идентифицируемый режим 3 (115 наблюдений из 2702) с гибким образованием курса и высокой волатильностью в основном наблюдался в кризисные периоды, когда рубль по отношению к доллару США существенно ослаблялся (январь 2009 г.; ноябрь 2014 — январь 2015 г.; январь 2016 г. — достижение ценой нефти многолетнего исторического минимума; апрель 2018 г. — введение США санкций против крупных российских бизнесменов). Переключение в самом начале ноября 2014 г. режима 2 на более высоковолatilный режим 3 предсказуемо совпадает с моментом перехода Банка России от режима управляемого номинального курса рубля к режиму плавающего курса и таргетирования инфляции.

До перехода Банка России к инфляционному таргетированию в 2014 г. низковолatilное состояние наименее гибкого курсообразования (режим 1) идентифицировалось в 71% наблюдений (исключая период кризиса в начале 2009 г.). После перехода к плавающему обменному курсу режим 1 впервые кратковременно наблюдался в июле 2016 г., после чего режим 1 стал стабильно идентифицироваться только в середине 2017 г., а в последний год выборки переключений с режима 1 на режимы с более сильной реакцией обменного курса на шоки цены на нефть и более высокой волатильностью вообще не происходило. Этот результат можно, по всей видимости, связать с введением в 2017 г. нового бюджетного правила, снижающего зависимость обменного курса рубля от колебаний цен на нефть. Согласно этому правилу с февраля 2017 г. Минфин России стал проводить операции покупки иностранной валюты в объеме превышения фактических поступлений

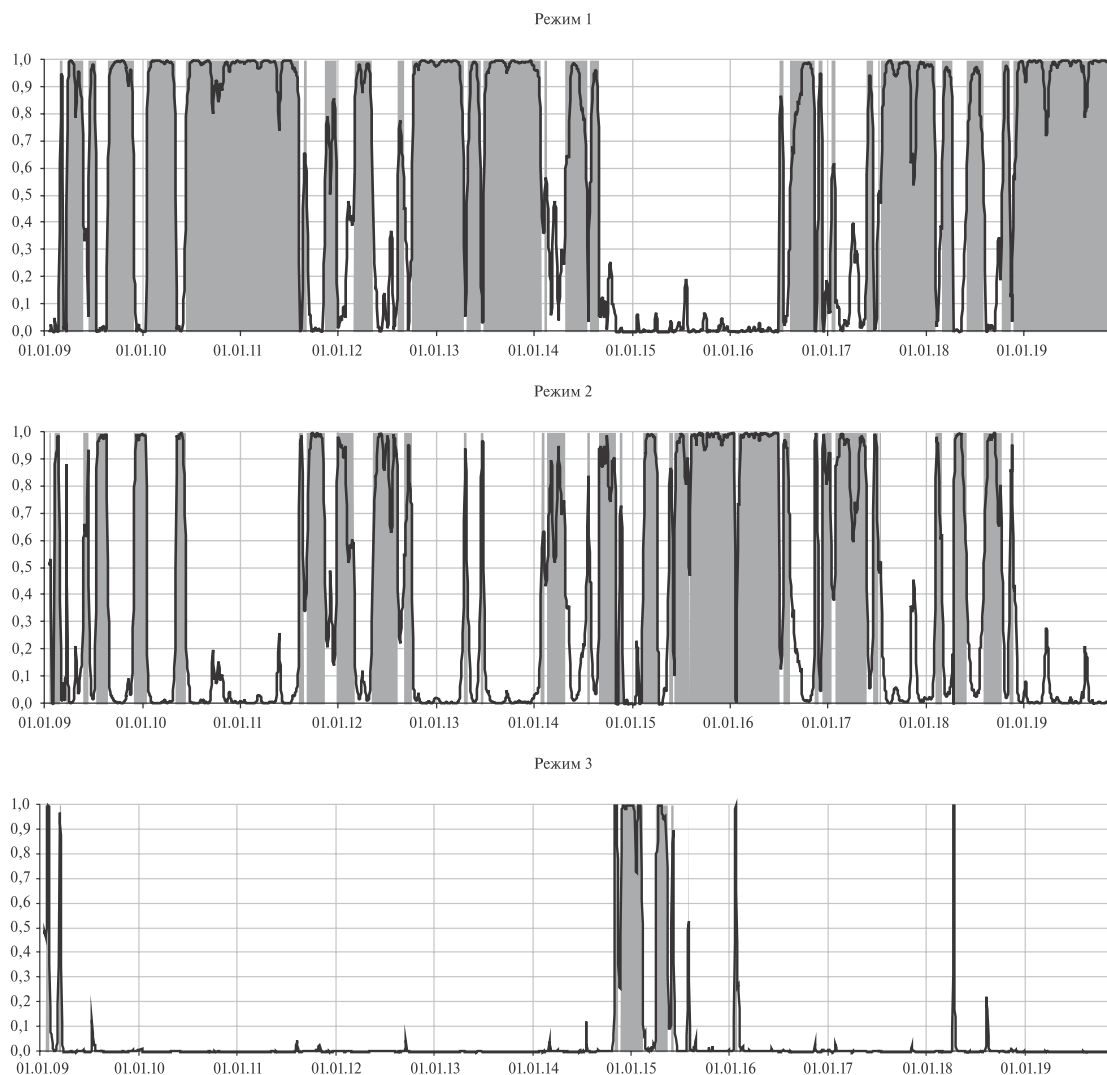


Рис. 3. Сглаженные вероятности режимов (серым фоном выделены периоды, когда сглаженная вероятность превышает 0,5)

нефтегазовых доходов над уровнем нефтегазовых доходов федерального бюджета, сформированного при цене на нефть марки «Юралс» 40 долл./ барр. (с ежегодной индексацией с 2018 г. на 2%). Аналогичный вывод получен в работе (Полбин и др., 2019) на основе модели для реального обменного курса рубля с марковскими переключениями, оцененной на месячных данных.

Безусловно, экономическая политика является не единственным фактором переключений режимов. Другим важным фактором может выступать, например, неопределенность. В последние годы в академической литературе все большее внимание уделяется шокам неопределенности как важной детерминанты экономического развития, которые могут включать в себя неопределенность в долгосрочных темпах роста и в среднесрочной динамике макропоказателей, неопределенность в экономической политике и геополитическую неопределенность (см., например, (Bloom, 2009; Kuang, Mitra, 2016; Husted, Rogers, Sun, 2019)). В работах (Krol, 2014; Bartsch, 2019) показано, что с увеличением общей неопределенности в экономике и неопределенности в экономической политике волатильность обменных курсов повышается, что может быть объяснено, например, ростом неоднородности ожиданий участников рынка. Следовательно, идентифицированные режимы модели для обменного курса рубля с различными уровнями волатильности ошибки в уравнении для курса могут быть связаны с различным уровнем неопределенности в российской экономике.

Таблица 4. Описательные статистики индексов EPU и GPR и результаты тестов на равенство их средних значений в разных режимах

Индекс неопределенности экономической политики (EPU)			
Статистика	Режим 1	Режим 2	Режим 3
Число наблюдений	77	49	5
Среднее значение	167,041	187,676	265,375
Стандартное отклонение	89,636	82,669	92,891
Т-тест на равенство средних значений EPU			
Статистика	Режим 1 = Режим 2	Режим 1 = Режим 3	Режим 2 = Режим 3
Р-значение	0,197	0,02	0,053
Индекс геополитического риска (GPR)			
Статистика	Режим 1	Режим 2	Режим 3
Число наблюдений	77	49	5
Среднее значение	104,746	121,729	129,958
Стандартное отклонение	27,436	33,771	19,534
Т-тест на равенство средних значений GPR			
Статистика	Режим 1 = Режим 2	Режим 1 = Режим 3	Режим 2 = Режим 3
Р-значение	0,002	0,047	0,596

Примечание. Индексы EPU и GPR нормированы так, что их средние значения за периоды 1994–2009 гг. и 2000–2009 гг. соответственно равны 100.

Измерение неопределенности в экономике является отдельной и трудоемкой задачей. В настоящем исследовании мы приводим достаточно простые косвенные свидетельства того, что переключения между режимами могут быть связаны с изменениями неопределенности. Для этого мы используем индекс неопределенности экономической политики (economic policy uncertainty, EPU) (Baker, Bloom, Davis, 2016) и индекс геополитического риска (geopolitical risk, GPR) (Caldara, Iacoviello, 2019), построенные авторами в том числе и для России. Первый индекс основан на анализе частоты упоминаний специфических терминов, характеризующих колебания курса экономической политики, в российской деловой газете «Коммерсант». Во втором индексе учитываются упоминания России и словосочетаний, относящихся к теме геополитической напряженности, в 11 ведущих западных газетах. В обоих случаях более высокое значение индекса означает большую неопределенность/риск.

Для стыковки с месячными значениями индексов режимы модели были переведены в месячный формат следующим образом: режим считается идентифицированным в конкретном месяце, если средняя сглаженная вероятность режима за этот месяц превышает порог 0,5. Из табл. 4, где представлены описательные статистики индексов неопределенности в периоды действия разных режимов, видно, что средние значения EPU (GPR) в режимах 1–3 равны 167, 188 и 265 (105, 122 и 130) соответственно. Результаты парных *t*-тестов показывают, что в большинстве случаев указанные средние значения статистически отличаются друг от друга. Таким образом, можно утверждать, что режимы с низкой, средней и высокой волатильностью обменного курса соответствуют низкой средней и высокой неопределенности согласно рассмотренным индексам.

5. ПРЕДСКАЗАТЕЛЬНЫЕ СВОЙСТВА МОДЕЛИ

Многие эконометрические модели обменных курсов, обладая хорошими описательными свойствами внутри выборки, тем не менее не способны давать вневыборочные прогнозы удовлетворительного качества (Rogoff, 2009). Проверим предсказательную способность модели обменного курса рубля с тремя режимами, разделив исходную выборку на две части, — 2009–2016 и 2017–2019 гг. Первый период используется для оценивания параметров модели (полученные оценки аналогичны представленным в табл. 2). На второй подвыборке рассчитывается модельный прогноз на один шаг вперед логарифма обменного курса с использованием фактических значений цен на нефть. Постановка данного эксперимента аналогична эксперименту в работе (Ferraro, Rogoff, Rossi, 2015), в которой на дневных данных изучалась предсказательная сила нефтяных цен p_t применительно к номинальным обменным курсам er_t (по отношению к доллару США) стран–экспортеров нефти (Канада, Норвегия, Австралия) в рамках простой линейной модели $\Delta \ln(er_t) = \alpha + \beta \Delta \ln(p_t)$. Авторы, таким образом, рассматривали труднопредсказуемые цены на нефть в качестве важнейшей

Таблица 5. Статистики качества вневыборочных прогнозов альтернативных моделей и результаты тестов Диболда–Мариано

Параметры	Модель			
	MS(3)	Линейная	RW	RWD
RMSE	0,006634	0,006815	0,006916	0,006921
MAE	0,004890	0,005083	0,005164	0,005163
MAPE	0,118534	0,123167	0,125235	0,125223
Тест Диболда–Мариано на одинаковую точность прогнозов MS(3) и модели				
Функция потерь: абсолютная ошибка				
Тестовая статистика	—	–3,6439	–2,6582	–2,6268
P-значение	—	0,0003	0,008	0,0088
Функция потерь: квадратичная ошибка				
Тестовая статистика	—	–2,3561	–1,8858	–1,8944
P-значение	—	0,0187	0,0597	0,0586

детерминанты номинального обменного курса, но не как переменную, позволяющую улучшить прогноз курса на несколько шагов вперед (действительно, как было показано на рис. 1, обменный курс подстраивается к нефтяным шокам практически мгновенно).

По качеству предсказания, измеряемому тремя наиболее распространенными статистиками — квадратным корнем среднеквадратичной ошибки (RMSE), средней абсолютной ошибкой (MAE) и средней абсолютной процентной ошибкой (MAPE), модель с переключениями режимов сопоставляется со своим линейным аналогом и традиционными для литературы по обменным курсам эталонами, где логарифм обменного курса считается случайным блужданием со сносом (RWD) или без него (RW). Результаты расчета характеристик соответствующих предсказаний (табл. 5) показывают, что модель с марковскими переключениями режимов является наилучшей по всем показателям и превосходит линейную модель с ценами на нефть на 3–4%, а модели случайного блуждания — на 5%.

Для статистической проверки отличий в качестве предсказаний разных моделей обменного курса воспользуемся тестом Диболда–Мариано (Diebold, Mariano, 1995), заключающимся в следующем. Пусть y_t — прогнозируемый временной ряд; $e_{i,t} = \hat{y}_{i,t} - y_t$ — ошибка прогноза модели i ($i = 1, 2$); $L(e_{i,t})$ — функция потерь⁷; $d_{12,t} = L(e_{1,t}) - L(e_{2,t})$ — разность потерь между сравниваемыми моделями 1 и 2. Предполагается, что временной ряд $d_{12,t}$ является слабо стационарным. Тогда, если верна гипотеза $E(d_{12,t}) = 0$ (модели 1 и 2 обладают одинаковой предсказательной способностью), тестовая статистика DM_{12} имеет стандартное нормальное распределение $DM_{12} = \bar{d}_{12} / \sqrt{\hat{V}} / T \sim N(0,1)$, где $\bar{d}_{12}$ — выборочное среднее разности потерь; $\hat{V}$ — состоятельная оценка дисперсии $\bar{d}_{12}$. Для прогноза на один шаг вперед в качестве оценки дисперсии $\bar{d}_{12}$ можно взять обычную выборочную дисперсию разности потерь, и тестирование эквивалентно простой проверке значимости МНК-оценки константы в регрессии разности потерь на константу. Если константа незначима, то не отвергается гипотеза об одинаковой точности прогнозов двух моделей. Если же константа значимо меньше (больше) нуля, принимается гипотеза о большей точности прогноза модели 1 (2).

Из приведенных в нижней части табл. 5 результатов сопоставлений моделей обменного курса на основе теста Диболда–Мариано следует, что трехрежимная модель по точности предсказания превосходит все рассмотренные альтернативы (для случая функции потерь как абсолютной ошибки — на уровне значимости 1%, для квадратичной ошибки — на уровне 10%). Таким образом, наш анализ не только подтверждает результат (Ferraro, Rogoff, Rossi, 2015) о том, что мировая цена нефти является важной информативной переменной для предсказания обменного курса страны–экспортера нефти на дневных данных, но и показывает, что учет нелинейности воздействия нефтяных цен на обменный курс позволяет значимо улучшить качество прогнозирования.

⁷ При тестировании мы используем функции потерь вида $L(e_i) = |e_i|$ (абсолютная ошибка) и $L(e_i) = e_i^2$ (квадратичная ошибка).

6. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В настоящей статье рассмотрена авторегрессионная модель зависимости обменного курса рубля к доллару США от цен на нефть с марковскими переключениями режимов, позволяющая учесть нестабильность динамических характеристик данных. Результаты эмпирического анализа показывают, что в период 2009–2019 гг. динамика обменного курса наиболее адекватно характеризуется тремя устойчивыми режимами, различающимися силой реакции обменного курса на шоки цены нефти и условной волатильностью изменений курса. Режим с сильной зависимостью курса от нефтяных цен и высокой волатильностью соответствует кризисным периодам валютного рынка, когда рубль существенно ослаблялся по отношению к доллару США. Низковолатильный режим со слабой зависимостью курса от цены нефти был преобладающим в период действия режима управляемого валютного курса до ноября 2014 г. После перехода Банка России к таргетированию инфляции до июля 2017 г. чаще других идентифицировался режим с сильной реакцией курса на изменения цен на нефть и умеренной волатильностью. Затем опять стал доминировать режим слабой зависимости курса от цен на нефть. Этот результат можно объяснить введением нового бюджетного правила, согласно которому с февраля 2017 г. Минфином России стали проводиться операции покупки иностранной валюты в объеме превышения фактических поступлений нефтегазовых доходов над уровнем нефтегазовых доходов федерального бюджета, сформированного при цене на нефть марки «Юралс» 40 долл. США за баррель. Переключения между режимами могут быть обусловлены также и другими факторами — такими как изменения в неопределенности динамики тех или иных детерминант экономического развития. На примере индексов неопределенности экономической политики и геополитического риска для России продемонстрировано, что режимы с более высокой дисперсией ошибки в уравнении курса соответствуют более высоким значениям данных индексов неопределенности. Важный результат нашего анализа состоит также в том, что модель с марковскими переключениями режимов по предсказательным свойствам превосходит модели случайного блуждания и линейную модель обменного курса рубля.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ / REFERENCES

- Пестова А.А.** (2017). Режимы денежно-кредитной политики Банка России: рекомендации для количественных исследований // *Вопросы экономики*. № 4. С. 38–60. [**Pestova A.** (2017). Monetary policy regimes in Russia: Guidelines for further quantitative studies. *Voprosy Ekonomiki*, 4, 38–60 (in Russian).]
- Полбин А.В., Шумилов, А.В., Бедин А.Ф., Куликов А.В.** (2019). Модель реального обменного курса рубля с марковскими переключениями режимов // *Прикладная эконометрика*. Т. 55. С. 32–50. [**Polbin A., Shumilov A., Bedin A., Kulikov A.** (2019). Modeling real exchange rate of the Russian ruble using Markov regime switching approach. *Applied Econometrics*, 55, 32–50 (in Russian).]
- Baker S.R., Bloom N., Davis S.J.** (2016). Measuring economic policy uncertainty. *Quarterly Journal of Economics*, 131, 4, 1593–1636.
- Bloom N.** (2009). The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, 77, 3, 623–685.
- Bartsch Z.** (2019). Economic policy uncertainty and dollar-pound exchange rate return volatility. *Journal of International Money and Finance*, 98. DOI:10.1016/j.jimonfin.2019.102067
- Caldara D., Iacoviello M.** (2019). Measuring geopolitical risk. *Working paper*. Board of Governors of the Federal Reserve Board.
- Chen Y.** (2002). *Exchange rates and fundamentals: Evidence from commodity economies*. Mimeograph. Cambridge: Harvard University Press.
- Chen Y., Rogoff K.** (2003). Commodity currencies. *Journal of international Economics*, 60, 1, 133–160.
- Devereux M.B., Lane P.R., Xu J.** (2006). Exchange rates and monetary policy in emerging market economies. *Economic Journal*, 116, 511, 478–506.
- Diebold F., Mariano R.** (1995). Comparing predictive accuracy. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13, 3, 253–263.
- Dornbusch R.** (1976). Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy*, 84, 6, 1161–1176.
- Ferraro D., Rogoff K., Rossi B.** (2015). Can oil prices forecast exchange rates? An empirical analysis of the relationship between commodity prices and exchange rates. *Journal of International Money and Finance*, 54, 116–141.
- Frenkel J.A.** (1976). A monetary approach to the exchange rate: Doctrinal aspects and empirical evidence. *Scandinavian Journal of Economics*, 78, 2, 200–224.
- Gali J., Monacelli T.** (2005). Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. *Review of Economic Studies*, 72, 3, 707–734.

- Goldfeld S.M., Quandt R.E.** (1973). A Markov model for switching regressions. *Journal of Econometrics*, 1, 3–16.
- Golub S.** (1983). Oil prices and exchange rates. *Economic Journal*, 93, 371, 576–593.
- Hamilton J.D.** (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57, 2, 357–384.
- Husted L., Rogers J., Sun B.** (2019). Monetary policy uncertainty. *Journal of Monetary Economics*. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2019.07.009
- Krol R.** (2014). Economic policy uncertainty and exchange rate volatility. *International Finance*, 17, 2, 241–256.
- Kuang P., Mitra K.** (2016). Long-run growth uncertainty. *Journal of Monetary Economics*, 79, 67–80.
- Mussa M.** (1982). A model of exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy*, 90, 1, 74–104.
- Obstfeld M., Rogoff K.** (1995). Exchange rate dynamics Redux. *Journal of Political Economy*, 103, 3, 624–660.
- Rogoff K.** (2009). Exchange rates in the modern floating era: What do we really know? *Review of World Economics*, 145, 1, 1–12.

Modeling the relationship between the Russian ruble exchange rate and oil prices: Markov regime switching approach

© 2020 A.V. Polbin, A.V. Shumilov

A.V. Polbin,

*Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (RANEPA), Moscow;
Gaidar Institute, Moscow, Russia; e-mail: apolbin@iep.ru*

A.V. Shumilov,

*Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (RANEPA), Moscow,
Russia; e-mail: shumilov-av@ranepa.ru*

Received 17.02.2020

The article was written on the basis of the RANEPA state assignment research programme.

The authors thank anonymous reviewers for helpful comments.

Abstract. This paper examines the relationship between the Russian ruble/US dollar exchange rate and global oil prices using autoregressive model with Markovian regime shifts. Empirical analysis on daily data for 2009–2019 shows that exchange rate dynamics is best described by three regimes, characterized as follows: 1) weak exchange rate reaction to oil price shocks — low conditional volatility of exchange rate changes; 2) strong reaction — moderate volatility; 3) strong reaction — high volatility. Regime 3 covers crisis periods, when ruble depreciated substantially. Regime 1 prevailed during the period of managed exchange rate arrangement lasted until November 2014. After adoption of a floating exchange rate and inflation targeting policy, regime 1 became regularly identified since mid-2017. This result can be attributed to the introduction in 2017 of a new budget rule, aimed to reduce dependence of exchange rate on oil price fluctuations. Switches between regimes could also be due to fluctuations in the uncertainty measured by the indices of geopolitical risk and economic policy uncertainty for Russia. It is also shown that the model with three regimes outperforms the random walk and linear models of the ruble exchange rate in an out-of-sample fit exercise. The proposed model can be used for identifying the current exchange rate regime in real time, scenario analysis of the consequences for the ruble exchange rate under alternative oil price trajectories, as well as in developing strategies for hedging currency risks by the private sector.

Keywords: out-of-sample fit, Russian ruble, oil prices, autoregressive Markov regime switching model, exchange rate prediction.

JEL Classification: C22, C51, E58, F31, Q43.

DOI: 10.31857/S042473880012410-0