

Прикладная эконометрика, 2022, т. 66, с. 5–24.

Applied Econometrics, 2022, v. 66, pp. 5–24.

DOI: 10.22394/1993-7601-2022-66-5-24

А. В. Полбин, А. А. Скроботов<sup>1</sup>

## О снижении эластичности ВВП, потребления и инвестиций в России по ценам на нефть

*В статье оцениваются модели коинтегрирующей регрессии с меняющимися во времени параметрами для описания взаимосвязи реального ВВП, валового накопления основного капитала и потребления домохозяйств РФ с ценами на нефть. Показано, что в начале 2000-х гг. наблюдалось увеличение эластичностей анализируемых макроэкономических показателей по ценам на нефть, пик значений эластичностей пришелся на вторую половину 2000-х гг. После кризиса 2008–2009 гг. идентифицировано значительное снижение эластичностей: в последние годы эластичность реального ВВП по ценам на нефть составляла примерно 0.05, а для реальных инвестиций и потребления — примерно 0.12.*

**Ключевые слова:** коинтеграция; модели с меняющимися параметрами; ВВП; инвестиции; потребление; цены на нефть; российская экономика.

**JEL classification:** C12; C22.

### 1. Введение

Динамика российских макроэкономических показателей сопряжена со структурными сдвигами, с изменением кросс-корреляционных взаимосвязей между макропеременными, что может быть связано с меняющимися внутренними и внешними условиями для функционирования российской экономики, а также с изменениями в проводимой экономической политике. На сегодняшний день получены эконометрические свидетельства замедления темпов долгосрочного роста (Полбин, 2020; Полбин, Скроботов, 2016; Фокин, 2021), наличия структурных сдвигов в инфляционных процессах (Бродский, Березняцкий, 2020; Гафаров, 2011; Кадыров, 2010), изменений во взаимосвязи обменного курса рубля с ценами на нефть (Божечкова и др., 2020; Полбин и др., 2019), снижения склонности к потреблению домохозяйствами реального валового внутреннего дохода (Полбин, Скроботов, 2021), изменения влияния шоков денежно-кредитной политики (Шестаков, 2017), наличия структурных сдвигов в правиле денежно-кредитной политики Банка России (Korhonen, Nuutilainen, 2017).

В настоящей работе ставится задача идентификации изменений во времени долгосрочных эластичностей по ценам на нефть ключевых макроэкономических показателей, а именно, реального ВВП, потребления и инвестиций в основной капитал, на основе оценки коинтегрирующих регрессий с меняющимися во времени параметрами. Полученные результаты

<sup>1</sup> Полбин Андрей Владимирович — РАНХиГС; Институт экономической политики им. Е. Т. Гайдара, Москва; apolbin@gmail.com.

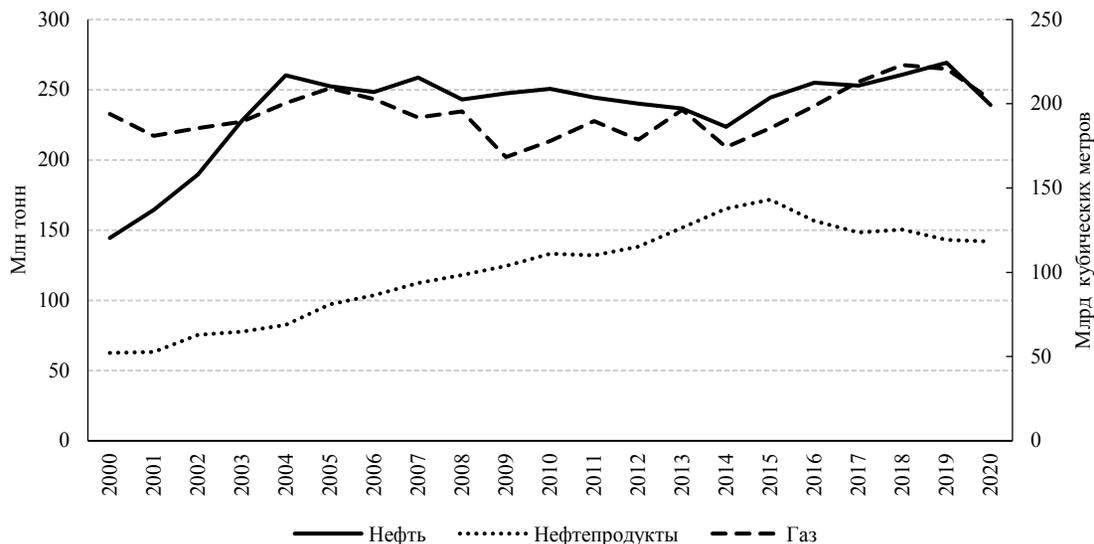
Скроботов Антон Андреевич — РАНХиГС, Москва; СПбГУ, Санкт-Петербург; skrobotov@ranepa.ru.

могут найти практическую ценность при прогнозировании российских макроэкономических показателей в рамках использования при построении прогнозов актуальных на момент прогнозирования оценок долгосрочных эластичностей по ценам на нефть. Для полноты анализа также оцениваются модели, в которых вместо реальных цен на нефть используются условия торговли (отношение экспортных цен к импортным), что позволяет в большей мере учесть влияние на российскую экономику изменения во времени покупательной способности доходов от экспорта.

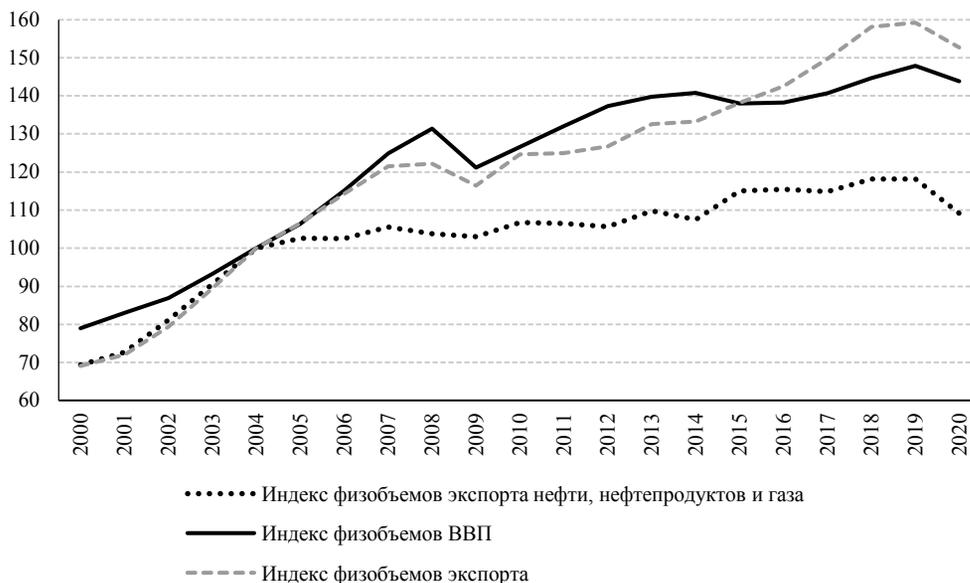
Сами изменения в долгосрочных эластичностях могут быть обусловлены несколькими факторами.

Во-первых, к таким изменениям могут приводить преобразования в структуре экономики. Так, на рис. 1 показаны траектории экспорта физических объемов нефти, нефтепродуктов и газа, экспортные цены которых в значительной степени определяются мировыми ценами на нефть. На периоде с 2000 по 2004 г. наблюдается резкий рост объемов экспорта нефти, который опережал рост реального ВВП, что говорит об увеличении роли нефти в экономике России на данном периоде времени. Далее, на периоде с 2004 по 2020 г. экспорт нефти колебался около 250 млн тонн в год, не демонстрируя устойчивых трендов. В динамике экспорта газа на всем рассматриваемом периоде наблюдаются, в основном, колебания около среднего в 195 млрд кубических метров в год. Экспорт же нефтепродуктов устойчиво рос вплоть до 2015 г. Для понимания агрегированной динамики физических объемов экспорта углеводородов в сравнении с динамикой реального ВВП был построен базисный индекс физических объемов экспорта нефти, нефтепродуктов и газа на основе индекса Ласпейреса, который сопоставляется с базисными индексами физических объемов ВВП и совокупного экспорта на рис. 2. Как показано на рисунке, рост физобъемов экспорта углеводородов опережал рост реального ВВП на периоде с 2000 по 2004 г., что может обуславливать рост эластичности агрегированных макропоказателей по ценам на нефть. Аналогичная динамика наблюдалась и у совокупного экспорта. На периоде с 2004 по 2020 г. такого значительного роста физических объемов экспорта углеводородов не наблюдалось, и рост реального ВВП опережал рост экспорта углеводородов, что может говорить о некотором снижении роли экспорта углеводородов в выпуске РФ и снижении долгосрочной эластичности макропоказателей по ценам на нефть. Что касается динамики совокупного экспорта, то после 2004 г. его рост в целом соответствовал росту реального ВВП, опережая реальный ВВП в отдельные периоды времени и отставая в другие. Примечательно, что реальный экспорт обогнал реальный ВВП после 2015 г., что частично может объясняться импортозамещением и развитием отечественных производств торгуемых на мировом рынке товаров после ввода двухсторонних торговых санкций с рядом зарубежных стран.

Во-вторых, мог поменяться механизм трансмиссии шоков цен на нефть из-за изменения условий функционирования российской экономики. Например, в работе (Idrisov et al., 2015) была высказана гипотеза о том, что в рамках восстановительного роста после трансформационного спада и кризиса 1998 г. рост доходов от экспорта нефти выступал ключевым источником финансирования инвестиций, поскольку экономика функционировала вдали от оптимального уровня капитала, соответствующего заданным уровням мировых процентных ставок и страновой премии за риск, и в условиях ограниченных возможностей внешних заимствований для наращивания капитала рост экспортных доходов в значительной степени направлялся на внутренние инвестиции. После сближения фактического уровня капитала с оптимальным экспортные доходы направлялись на инвестиции только в той мере, в какой



**Рис. 1.** Динамика объемов экспорта нефти, нефтепродуктов (левая ось) и газа (правая ось)



**Рис. 2.** Базисные индексы физобъемов ВВП, совокупного экспорта и экспорта нефти, нефтепродуктов и газа (база — 2004 г.)

изменение цен на нефть и, в более широком смысле, на сырьевые товары, приводит к изменению доходности капитала. Также, естественно, потребность в инвестициях более ярко выражена в быстро растущей экономике, поэтому при замедлении долгосрочных темпов роста экономики после кризиса 2008–2009 гг. снизился и спрос на инвестиции.

Для анализа происходивших структурных изменений в настоящей работе применяется класс коинтегрирующих регрессионных моделей, в рамках которых предполагается

изменение во времени параметров коинтеграционного вектора некоторым гладким образом. В работе используются подходы, основанные на непараметрических (ядерных) оценках меняющихся во времени параметров. Во втором разделе приводится обзор данных методов, а также опыта их применения для решения практических макроэкономических задач. Следует отметить, что существуют и альтернативные методы оценивания меняющихся во времени параметров. Такие методы основаны на модели пространства состояний (state space), байесовских подходах в эконометрике и применении методов Монте-Карло по схеме марковской цепи (Markov Chain Monte Carlo, МСМС) с использованием фильтров (таких, как фильтр Калмана). Однако, как отмечается в (Giraitis et al., 2014), существуют сложности для оценивания таких моделей, а также недостаточно обоснован асимптотический вид коэффициентов оцененной модели, особенно когда дисперсия ошибок также изменяется во времени. В то же время, непараметрические (ядерные) оценки имеют желаемые асимптотические свойства, такие как состоятельность и асимптотическая нормальность.

## 2. Обзор литературы

Начиная с известной работы Энгла и Грейнджера (Engle, Granger, 1987) понятие коинтеграции стало широко использоваться для описания долгосрочных соотношений между экономическими временными рядами. Однако в эмпирических исследованиях коинтеграция между временными рядами часто не обнаруживается, что может говорить об изменениях в коэффициентах коинтеграционных соотношений (структурные сдвиги), связанных с какими-то важными событиями, например, с изменением экономической политики (Arai, Kurozumi, 2007; Carrion-i-Silvestre, Sansó, 2006; Полбин, Скроботов, 2016; Скроботов, 2021). Более общий тип модели, включающий в себя модели со структурными сдвигами, подразумевает гладкие изменения в коинтеграционных соотношениях. Park, Hahn (1999) предлагают моделировать гладкие изменения таким образом, чтобы коэффициенты в коинтеграционном соотношении были изменяющимися во времени «гладкого» вида, т. е.

$$y_t = x_t' \theta_t + u_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

где вектор регрессоров  $x_t$  является интегрированным процессом первого порядка, а вектор коэффициентов  $\theta_t$  изменяется с течением времени так, что

$$\theta_t = \theta(t/T), \quad (2)$$

где  $\theta(\cdot)$  — гладкая функция<sup>2</sup>, определенная на  $[0,1]$ . Если  $\theta(\cdot)$  — достаточно гладкая функция, Park, Hahn (1999) предлагают аппроксимировать ее суммой полиномиальных и/или тригонометрических функций на  $(0,1)$  как

$$\theta_k = \sum_{i=1}^{\kappa} \beta_{\kappa i} \psi_i, \quad (3)$$

где  $\psi_i$ ,  $i = 1, \dots, \kappa$  — соответствующие базисные функции. Итоговая оценка будет состоятельной и асимптотически смесью нормальных распределений, если  $\kappa \rightarrow \infty$  при  $T \rightarrow \infty$ .

<sup>2</sup> Гладкость определяется существованием большого числа производных.

Cai et al. (2009) рассмотрели модель вида

$$y_t = x_t' \theta(z_t) + u_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (4)$$

где  $z_t$  может быть как стационарным, так и нестационарным процессом, а  $x_t$  — векторный процесс, состоящий из стационарных и нестационарных переменных. Если  $z_t$  стационарный, то для  $\theta(z_t)$  используется локальная аппроксимация  $\theta(z) + \theta^{(1)}(z)(z_t - z)$ , где  $\theta^{(1)} = d\theta(z)/dz$ . Тогда следующая оптимизационная задача будет оценивать параметры этой аппроксимации:

$$\begin{bmatrix} \hat{\theta}_0 \\ \hat{\theta}_1 \end{bmatrix} = \underset{\theta_0, \theta_1}{\operatorname{argmin}} \sum_{t=1}^T (y_t - x_t' \theta_0 - (z_t - z) x_t' \theta_1)^2 \times K_h(z_t - z),$$

где  $K_h(u) = h^{-1} K(u/h)$ ,  $K(\cdot)$  — ядерная функция,  $\hat{\theta}_0 = \hat{\theta}(z)$  оценивает  $\theta(z)$ ,  $\hat{\theta}_1 = \hat{\theta}^{(1)}(z)$  оценивает  $\theta^{(1)}(z)$ . Если регрессоры  $x_t$  содержат как стационарные, так и нестационарные переменные, то такая одношаговая оценка не может минимизировать асимптотическую среднеквадратичную ошибку (MSE) для коэффициентов при стационарной и нестационарной частях. Cai et al. (2009) предлагают сначала решить эту задачу с шириной окна, оптимальной для параметров при нестационарных переменных, а затем переоценить параметры при стационарных переменных, используя оценки коэффициентов при нестационарных переменных, полученные на первом шаге, как истинные. Авторы получают асимптотические результаты для этих двух оценок. Они также рассматривают случай, когда  $z_t$  — нестационарный процесс, а  $x_t$  состоит только из стационарных переменных, и получают асимптотику для локальной линейной оценки  $\theta(z)$ . Отметим, что частный случай  $x_t = 1$  и  $z_t \sim I(1)$  был рассмотрен в работах (Wang, Phillips, 2009; Karlsen et al., 2007), а случай  $z_t \sim I(0)$  и  $x_t \sim I(1)$  — в (Xiao, 2009).

Li et al. (2017) обобщают модель (Cai et al., 2009) на случай наличия как изменяющихся во времени, так и постоянных регрессоров. Их модель имеет вид

$$y_t = x_{0t}' \gamma + x_t' \theta(z_t) + u_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (5)$$

где регрессоры  $x_{0t}$  и  $x_t$  являются  $I(1)$ , а  $z_t$  является  $I(0)$ .

Недостаток рассмотренных выше моделей (Cai et al., 2009) и (Li et al., 2017) заключается в том, что вспомогательная переменная  $z_t$  в функциональном коэффициенте является случайной. Такую переменную часто сложно найти на практике, или она может быть недоступной (ненаблюдаемой). Это приводит к необходимости рассмотрения изменяющейся во времени функции общего вида, разработки соответствующей асимптотической теории и решения проблемы вырожденности во взвешенной матрице сигнала (знаменатель ядерной оценки). Такой общий подход был предложен, среди прочих, в (Giraitis et al., 2014), где использовались непараметрические ядерные оценки, являющиеся состоятельными и асимптотически нормальными оценками изменяющихся во времени параметров для широкого класса процессов. Эти оценки также являются робастными к неправильной спецификации модели. Поскольку результаты (Giraitis et al., 2014) ограничены стационарными процессами, Phillips et al. (2017) и Kapetanios et al. (2020) рассмотрели непараметрические ядерные оценки для нестационарных и коинтегрированных временных рядов, допускающие изменяющиеся во времени параметры коинтеграционного соотношения. Phillips et al. (2017)

и Karpetanios et al. (2020) рассматривали ту же самую модель (1)–(2), что и Park, Hahn (1999). В (Phillips et al., 2017; Karpetanios et al., 2020) предполагается, что изменяющиеся во времени коэффициенты  $\theta_t$  удовлетворяют условию  $\sup_{|s| < s_0} \|\theta_t - \theta_{t-s}\| = O_p((s_0/t)^\gamma)$  для некоторого  $0 < \gamma \leq 1$ . Данное условие необходимо для состоятельности оценки  $\hat{\theta}_t$ , рассматриваемой ниже, и означает, что последовательность параметров медленно изменяется со временем. Важно, что параметры, удовлетворяющие этому условию, могут сочетать в себе детерминированные тренды и структурные сдвиги. При данном условии на изменяющиеся параметры экстремальная оценка для  $\theta_t$  получается на основе минимизации целевой функции

$$\hat{\theta}_t = \operatorname{argmin}_{\theta} \sum_{j=1}^T k_j u_j^2 : \quad \hat{\theta}_t = \left[ \sum_{j=1}^T x_j x_j' K\left(\frac{t-j}{h}\right) \right] \left[ \sum_{j=1}^T x_j y_j K\left(\frac{t-j}{h}\right) \right], \quad (6)$$

где  $K(\cdot)$  — неотрицательная ограниченная ядерная функция с кусочно-ограниченной производной, такая что  $\int K(x) dx = 1$ , а  $h$  — ширина окна, такая что  $h \rightarrow \infty$ ,  $h = o(T/\log T)$ . Состоятельность и скорость сходимости этой оценки, когда  $x_t$  является нестационарным процессом с единичным корнем, а  $\theta_t$  детерминирована, была получена в (Phillips et al., 2017).

Литература по тестированию на коинтеграцию с изменяющимися во времени параметрами более ограничена. Park, Hahn (1999) предлагают тестирование гипотезы о коинтеграции с меняющимися во времени параметрами против альтернативы, что регрессия ложная, т. е. что  $u_t$  является  $I(0)$ . Предложенный ими тест имеет вид

$$\tau = \frac{RSS_{TVC} - RSS_{TVC}^s}{\hat{\sigma}^2}, \quad (7)$$

где  $RSS_{TVC}$  — сумма квадратов остатков от регрессии (1) с аппроксимацией  $\theta_t$  в виде (3),  $RSS_{TVC}^s$  — сумма квадратов остатков от регрессии с дополнительными регрессорами  $1, t, t^2, \dots, t^{s-1}$ ,  $\hat{\sigma}^2$  — оценка долгосрочной дисперсии  $u_t$  на основе остатков  $\hat{u}_t$ . Предельное распределение этой статистики есть  $\chi_s^2$ . При наличии эндогенности Park, Hahn (1999) предлагают использовать аналог подхода CCR (Canonical Cointegrating Regressions).

В (Li et al., 2017) не рассматривается какое-либо тестирование на коинтеграцию, и делается акцент только на оценивании, а в (Li et al., 2020) используется обычный тест типа Филлипса–Перрона с критическими значениями в условиях постоянных параметров. Li et al. (2020) отмечают, что такой подход некорректен, и остается необходимость разработки и анализа соответствующих тестов на коинтеграцию для моделей, оцененных на основе непараметрической (ядерной) регрессии.

Karpetanios et al. (2020) предлагают использовать статистику KPSS для проверки гипотезы о наличии коинтеграции. Более точно, тестовая статистика имеет вид

$$CI = \frac{1}{\hat{\sigma}^2} T^{-2} \tilde{h} \sum_{j=1}^T S_j^2, \quad (8)$$

где  $\tilde{h} = h/T$ ,  $S_t = \sum_{j=1}^t \hat{u}_j$ ,  $\hat{u}_t = y_t - x_t' \hat{\theta}_t$  — остатки от непараметрической регрессии (1) с оценкой (6),  $\hat{\sigma}^2$  — оценка долгосрочной дисперсии  $u_t$  на основе остатков  $\hat{u}_t$ . Предельное распределение этой статистики имеет вид

$$\sqrt{2} \int_{-1}^1 K(s) dB_{y,(s+1)/2}^* \quad (9)$$

где  $B_{y,(s+1)/2}^*$  — винеровский процесс, который определяется в (Li et al., 2017).

Модели с меняющимися во времени параметрами нашли широкое применение в прикладных эконометрических исследованиях. Например, в работе (Miller et al., 2019) оценивалась изменяющаяся во времени функция спроса на деньги в США для оценки изменений в издержках инфляции. Авторы обнаружили, что потери в благосостоянии из-за инфляции (welfare cost) в среднем на 7.4% выше во время экономического подъема, чем во время рецессии при уровне инфляции 10%, а эластичность ставки процента на спрос на деньги показывает существенную изменчивость во времени. В (Park, Zhao, 2010) оценивалось изменение в долгосрочных эластичностях спроса на бензин в США. Авторы получили, что ценовая эластичность быстро увеличивалась в конце 1970-х гг., а затем снижалась до 1987 г. После относительно небольшого цикла «увеличение–снижение» с 1987 по 2000 г. ценовая эластичность снова выросла после 2000 г. Изменяющиеся во времени эластичности можно объяснить меняющимся соотношением потребления бензина к доходу и колебаниями степени необходимости бензина в потреблении (являлся ли бензин товаром первой необходимости или товаром роскоши).

В работе (Chang et al., 2014) идентифицировались изменения в эластичностях спроса на электроэнергию в Южной Корее, и оказалось, что оцененные изменяющиеся во времени эластичности резко возросли за последние два десятилетия. В работе (Kim et al., 2009) строилась модель для анализа паритета покупательной способности стран Юго-Восточной Азии, и было получено, что существенные структурные изменения произошли в начале азиатского валютного кризиса в 1997 г. Кроме этого, авторы нашли доказательства наличия коинтеграционных соотношений для четырех стран в пересчете на доллар США и для четырех стран в пересчете на японскую иену. В работе (Mikayilov et al., 2018) анализировалась изменяющаяся во времени взаимосвязь выбросов парниковых газов с ВВП. Результаты свидетельствуют о том, что эластичность выбросов CO<sub>2</sub> по доходу положительна во всех исследованных странах. Авторы также нашли подтверждение значительного ослабления зависимости выбросов от экономической активности в 8 из 12 европейских стран.

В работе (Evans et al., 2008) изучались изменения во времени мобильности капитала. Авторы получили, что капитал уже давно совершенно мобилен в Канаде, в США мобильность капитала в некоторые периоды времени не была высокой, капитал в Японии и Великобритании на рубеже XX–XXI вв. был более мобильным, чем в послевоенный период, а в Аргентине, Италии и Швеции мобильность капитала возросла примерно с 1970 г. Они также нашли свидетельство того, что мобильность капитала в большинстве рассматриваемых стран не увеличивалась монотонно в послевоенный период. В работе (Park, Hahn, 1999) оценивалась функция спроса на автомобили в США, где потребление зависит от расходов на личное потребление на новые автомобили, личного располагаемого дохода, трехмесячной ставки казначейских векселей (в процентах за год) и индекса потребительских цен на новые автомобили. Изменяющимся во времени параметром является коэффициент при личном располагаемом доходе. Оценка данного коэффициента плавно снижается с 4.91 до 3.65 в течение оцениваемого периода (1959–1997), что свидетельствует о снижении эластичности спроса на автомобили по доходу.

В (Karpetanios et al., 2020) рассматривался вопрос, являются ли отношения капитал/труд и капитал/выпуск в Великобритании (UK Great Ratios) устойчивыми во времени. Авторы нашли мало свидетельств коинтеграции, когда параметры модели считаются постоянными, но результаты эконометрического анализа дают убедительные аргументы в пользу коинтеграции, если считать их медленно меняющимися с течением времени. В (Calonaci et al., 2022) рассматривалась предсказуемость фондового рынка Великобритании. Авторы получили, что моделирование гладкой нестабильности улучшает предсказуемость и эффективность прогнозирования.

### 3. Результаты эконометрического анализа

Эмпирический анализ проводился на квартальных данных ВВП, потребления домохозяйств и валового накопления основного капитала в постоянных ценах ВВП по использованию на периоде с 1 квартала 1999 по 4 квартал 2019 г. (источник данных — Росстат). В связи с высокой турбулентностью во время эпидемиологического кризиса данные начиная с 2020 г. были исключены из анализа. Условия торговли строились как отношение дефлятора экспорта к дефлятору импорта. В качестве реальной цены на нефть использовалась цена на нефть марки Brent, дефлированная на ИПЦ США (источник данных — FRED). Из временных рядов ВВП, потребления, инвестиций и условий торговли была удалена мультипликативная сезонность с помощью ARIMA-X-12 в статистическом пакете Eviews. Динамика используемых в эконометрическом анализе временных рядов представлена на рис. 3 и 4.

С использованием подхода, предложенного в работе (Полбин, Скроботов, 2016), рассматривалась парная зависимость одной из объясняемых переменных  $y_t$  (ВВП, потребления или инвестиций, в логарифмах) от одной из объясняющих переменных  $x_t$  (цены на нефть или условия торговли, в логарифмах) с включением в модель линейного тренда, отвечающего за внутренние факторы экономического развития:

$$y_t = \mu_t + \beta_t t + \gamma_t x_t + \sum_{j=-k_L}^{k_U} \delta_{j,t} \Delta x_{t-j} + u_t, \quad (10)$$

с изменяющимся во времени темпом трендового роста  $\beta_t$  и с добавлением дополнительных опережающих и запаздывающих разностей объясняющей переменной для учета возможной эндогенности, см. (Saikkonen, 1991; Stock, Watson, 1993).

Ширина окна для оценивания параметров в непараметрической регрессии (10) вычислялась на основе кросс-валидации, ядерная функция имела вид  $K(u) = 0.75(1 - u^2)I(|u| \leq 1)$ . Число опережающих и запаздывающих разностей выбиралось равным 1, поскольку на настоящий момент не существует методов их выбора, а включение большего числа затруднительно из-за малого числа наблюдений для оценивания каждого параметра. Результаты теста на наличие коинтеграции с использованием тестовой статистики (8) и бутстраповских критических значений представлены в табл. 1. Для всех объясняемых переменных, как в модели с ценой на нефть, так и с условиями торговли, тестовая статистика меньше, чем 10%-ное критическое значение, поэтому гипотеза о наличии коинтеграции не отвергается.

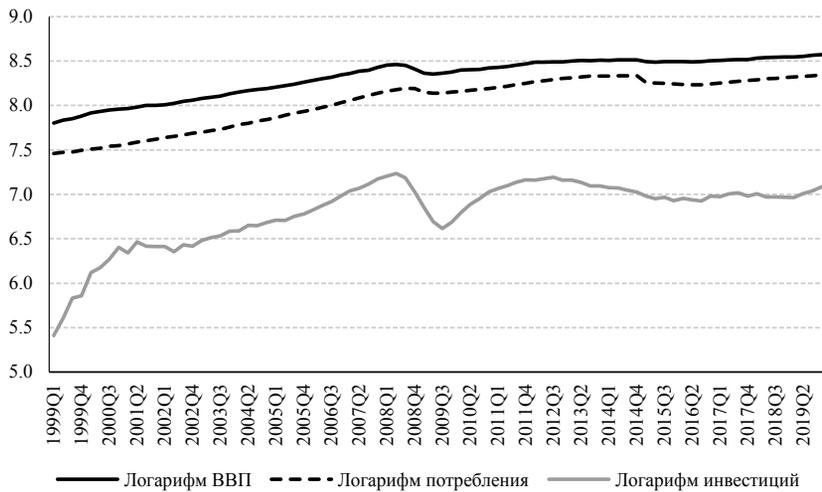


Рис. 3. Динамика реальных ВВП, потребления домохозяйств и инвестиций

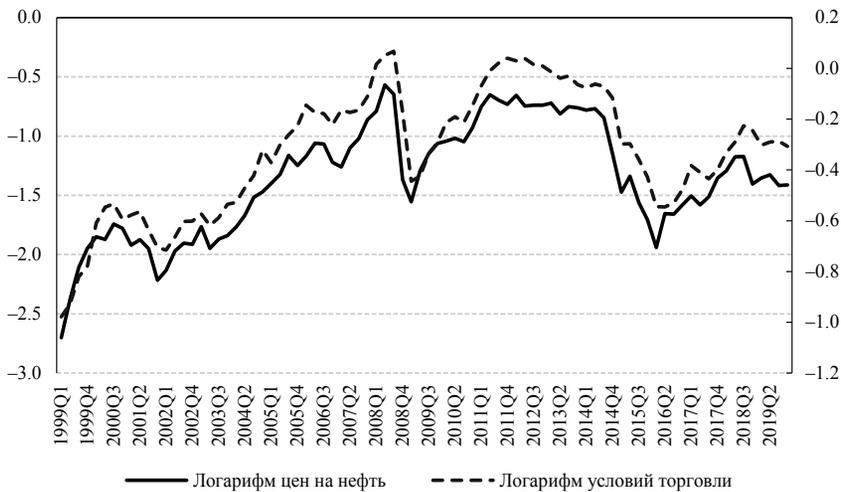


Рис. 4. Динамика реальных цен на нефть (левая ось) и условий торговли (правая ось)

На рисунках 5, 6 и 7 представлены траектории изменяющихся во времени эластичностей ВВП, потребления домохозяйств и инвестиций по ценам на нефть. Доверительные интервалы были вычислены на основе бутстрапа. Траектории эластичностей демонстрируют схожие тенденции. Наблюдалось увеличение эластичностей до кризиса 2008–2009 гг., далее эластичности рассматриваемых макропоказателей по ценам на нефть снизились. В начале 2000-х гг. оценка эластичности реального ВВП по ценам на нефть составляла 0.05, т. е. при росте цен на нефть на 10% ВВП увеличивался всего на половину процента. На пике, в конце 2007 и в начале 2008 г., эластичность ВВП по ценам на нефть достигала 0.25, далее с течением времени она сократилась в пять раз и вернулась к уровню 0.05. Для полноты картины в Приложении на рис. П1 представлена траектория оценки эластичности реального ВВП по условиям торговли. В целом, динамика эластичности ВВП по условиям торговли

Таблица 1. Результаты теста на коинтеграцию

	ВВП	Потребление	Инвестиции
<i>Модель с ценами на нефть</i>			
Тестовая статистика	0.0015	0.0015	0.0002
90%-ное критическое значение	0.0090	0.0092	0.0020
95%-ное критическое значение	0.0099	0.0101	0.0024
99%-ное критическое значение	0.0118	0.0117	0.0035
<i>Модель с условиями торговли</i>			
Тестовая статистика	0.0017	0.0013	0.0002
90%-ное критическое значение	0.0101	0.0086	0.0018
95%-ное критическое значение	0.0112	0.0097	0.0021
99%-ное критическое значение	0.0135	0.0110	0.0032

очень близка к динамике эластичности ВВП по ценам на нефть, только первая примерно в два раза выше. На пике она достигала значения 0.39, а к концу периода снизилась до 0.11. Для сравнения, в работе (Kuboniwa, 2014) на периоде 1 кв. 1995 г. — 4 кв. 2011 г. была получена оценка инвариантной во времени эластичности ВВП РФ по ценам на нефть, равная 0.17, и оценка эластичности по условиям торговли, равная 0.38, что также говорит о примерно двукратном превышении эластичности ВВП по условиям торговли над эластичностью по ценам на нефть.

Эластичность инвестиций по ценам на нефть на пике в 2009 г. достигала 0.87, а к концу периода снизилась до 0.12 (рис. 6). Максимальное же значение эластичности инвестиций по условиям торговли составляло 1.46, а к концу 2019 г. эта эластичность снизилась до 0.20 (рис. П2). Эластичность потребления домохозяйств не демонстрирует такого резкого снижения после кризиса 2008–2009 гг., на пике эластичность потребления по ценам на нефть

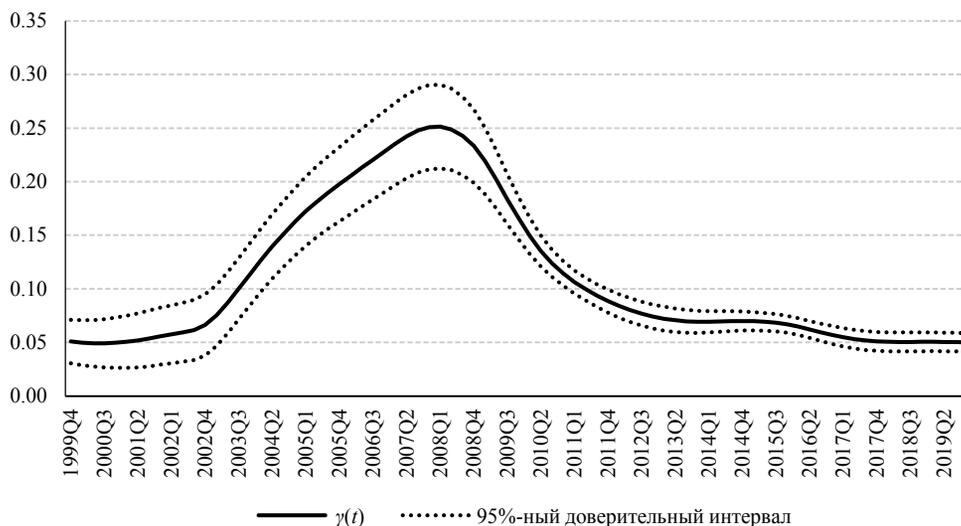


Рис. 5. Эластичность ВВП по ценам на нефть

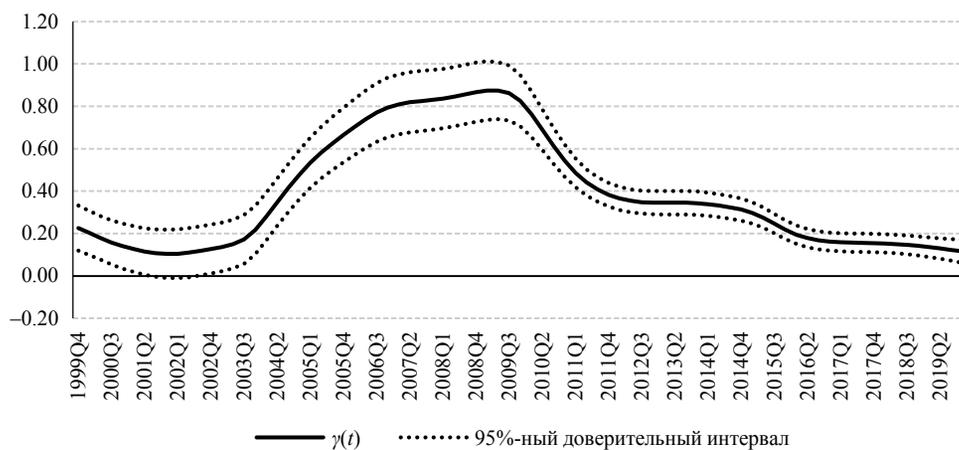


Рис. 6. Эластичность инвестиций по ценам на нефть

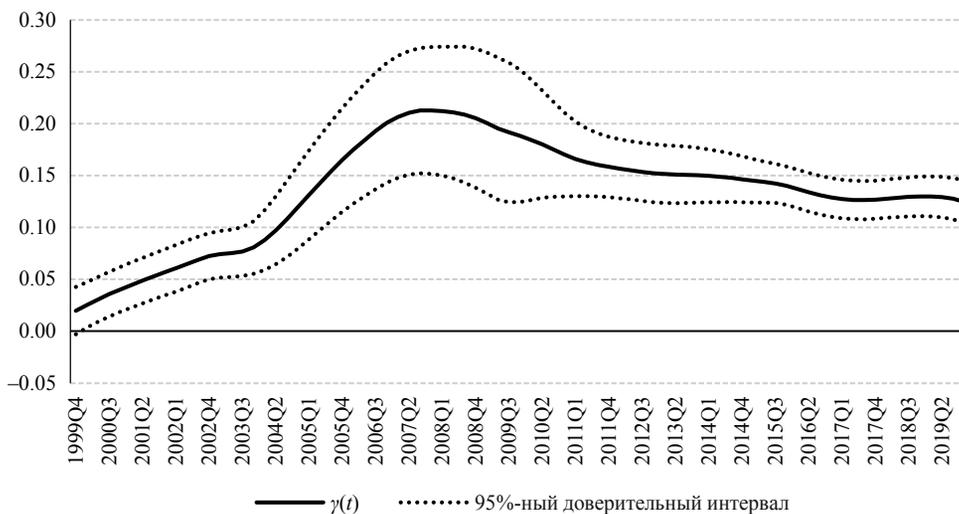


Рис. 7. Эластичность потребления домохозяйств по ценам на нефть

составляла 0.21, а к концу 2019 г. она снизилась до 0.12 (рис. 7). О каком-либо снижении эластичности потребления домохозяйств по условиям торговли, учитывая ширину доверительного интервала, говорить уже нельзя (рис. ПЗ в Приложении), в последние 15 лет она была весьма стабильной, и точечная оценка в конце 2019 г. составила 0.26. Примечательно, что эластичности потребления и инвестиций как по ценам на нефть, так и по условиям торговли, в конце анализируемого периода, когда траектории стабилизировались, в пределах доверительного интервала неотличимы друг от друга, что согласуется с результатами простой теоретической модели из работы (Полбин, 2017).

Идентифицированное снижение эластичности потребления по ценам на нефть и стабильность эластичности потребления по условиям торговли согласуется со снижением роли экспорта углеводородов в агрегированном выпуске и с относительно стабильной

долей совокупного экспорта в агрегированном выпуске, что было продемонстрировано во Введении. Для ВВП и инвестиций наблюдается сильное снижение эластичности как по ценам на нефть, так и по условиям торговли, соответственно, наряду с изменением структуры экономики должны быть дополнительные причины, обуславливающие идентифицированное снижение. В качестве ключевого объяснения видится наличие различных ограничений на финансирование инвестиций в период интенсивного восстановительного роста после трансформационного спада. Из-за финансовых трений фактический уровень капитала в экономике находился ниже оптимального уровня, а растущие цены на нефть и улучшающиеся условия торговли выступали источником финансирования инвестиций, для которых и была получена наибольшая эластичность по ценам на нефть и условиям торговли во второй половине 2000-х гг. Инвестиционный спрос, в свою очередь, стимулировал увеличение ВВП, что обуславливало высокую эластичность выпуска по ценам на нефть и условиям торговли. По мере же сближения фактического и оптимального капиталов проблема наличия ограничений на финансирование инвестиций смягчилась, и эластичности ВВП и инвестиций по ценам на нефть и условиям торговли снизились.

На рисунках 8, 9 и 10 представлены траектории трендовых темпов роста ВВП, инвестиций и потребления в модели с ценами на нефть, а на рис. П4, П5 и П6 (в Приложении) — в модели с условиями торговли. Соответствующие оценки оказались предельно устойчивыми к выбору объясняющей переменной в коинтегрирующей регрессии. Темпы трендового роста для ВВП и потребления демонстрировали устойчивое снижение, и к концу 2019 г. составили примерно 1.5% в год. Оценка траектории темпов трендового роста инвестиций оказалась более волатильной.

#### 4. Заключение

В работе проведено оценивание модели коинтегрирующей регрессии с меняющимися во времени параметрами для описания взаимосвязи реального ВВП, валового накопления основного капитала и потребления домохозяйств РФ с ценами на нефть, а также с условиями торговли в качестве альтернативной объясняющей переменной. Тесты на коинтеграцию дают уверенные свидетельства в пользу ее наличия для всех объясняемых переменных как в модели с ценой на нефть, так и с условиями торговли. После кризиса 2008–2009 гг. идентифицировано значительное постепенное снижение эластичностей по ценам на нефть рассматриваемых российских макроэкономических показателей. При использовании условий торговли в качестве объясняющей переменной соответствующее снижение эластичностей обнаружено только у ВВП и валового накопления основного капитала.

В качестве ключевого объяснения снижения эластичностей ВВП и валового накопления основного капитала по ценам на нефть и условиям торговли видится наличие ограничений на финансирование инвестиций в период интенсивного восстановительного роста после трансформационного спада. Из-за финансовых трений фактический уровень капитала в экономике находился ниже оптимального уровня, и растущие цены на нефть, улучшающиеся условия торговли выступали источником финансирования инвестиций, для которых и была получена наибольшая эластичность по ценам на нефть и условиям торговли во второй половине 2000-х гг. Инвестиционный спрос, в свою очередь, стимулировал увеличение ВВП, что обуславливало высокую эластичность выпуска по ценам на нефть и условиям торговли.

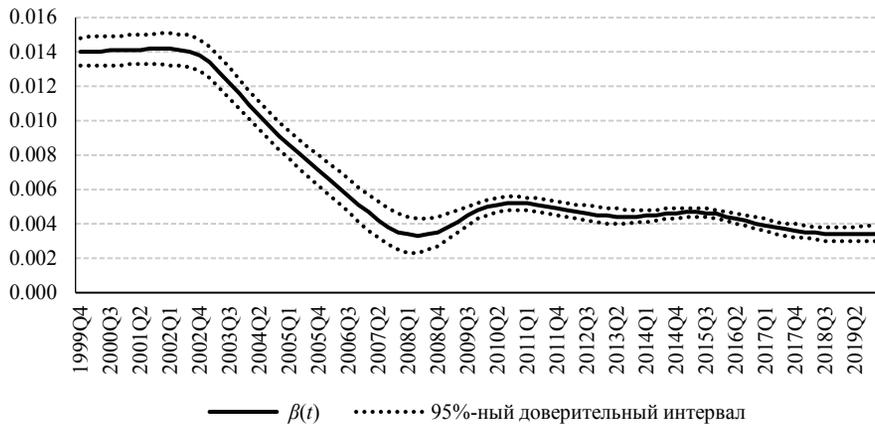


Рис. 8. Темпы трендового роста ВВП, в квартал. Модель с ценами на нефть

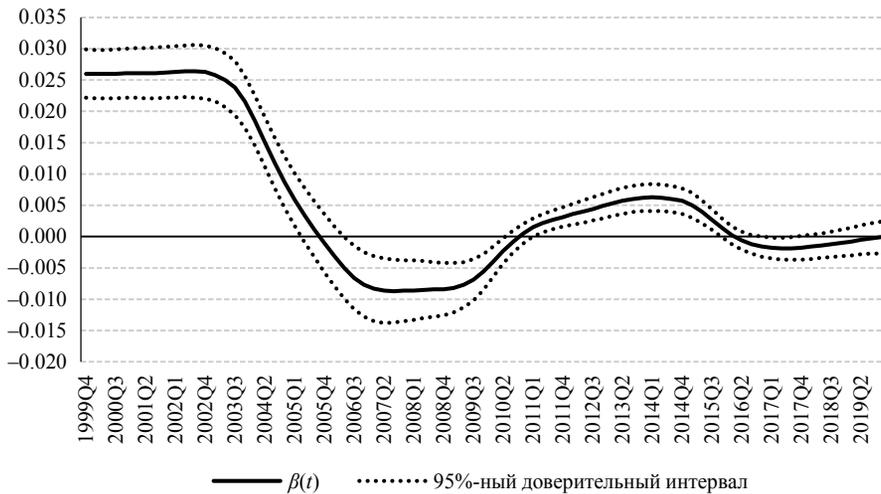


Рис. 9. Темпы трендового роста инвестиций, в квартал. Модель с ценами на нефть

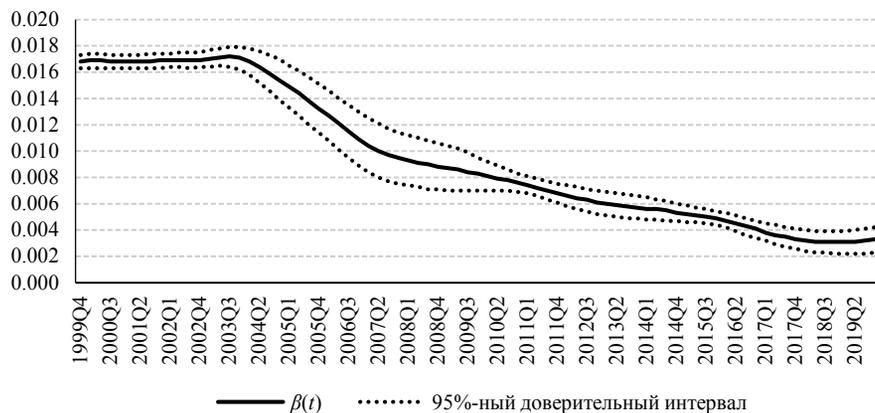


Рис. 10. Темпы трендового роста потребления, в квартал. Модель с ценами на нефть

По мере сближения фактического и оптимального капиталов, проблема наличия ограничений на финансирование инвестиций смягчилась, и эластичности ВВП и инвестиций по ценам на нефть и условиям торговли снизились.

Также во всех моделях идентифицировано существенное снижение темпов трендового роста (параметра при детерминированном тренде в регрессионном уравнении). Полученные результаты могут найти практическую ценность в сценарном и безусловном прогнозировании российских макроэкономических показателей.

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

### Список литературы

Божечкова А., Синельников-Мурылев С., Трунин П. (2020). Факторы динамики обменного курса рубля в 2000-е и 2010-е годы. *Вопросы экономики*, 8, 5–22. DOI: 10.32609/0042-8736-2020-8-5-22.

Бродский Б., Березняцкий А. (2020). Анализ структурных сдвигов в моделях российской инфляции. *Экономика и математические методы*, 56 (2), 90–100. DOI: 10.31857/S042473880008529-0.

Гафаров Б. (2011). Кривая Филлипса и становление рынка труда в России. *Экономический журнал Высшей школы экономики*, 15 (2), 155–176.

Кадыров М. (2010). Влияние валютного курса на цены при наличии структурных сдвигов. *Прикладная эконометрика*, 19 (3), 9–22.

Полбин А. В. (2017). Оценка влияния шоков нефтяных цен на российскую экономику в векторной модели коррекции ошибок. *Вопросы экономики*, 10, 27–49. DOI: 10.32609/0042-8736-2017-10-27-49.

Полбин А. А. (2020). Оценка траектории темпов трендового роста ВВП России в ARX-модели с ценами на нефть. *Экономическая политика*, 15 (1), 40–63. DOI: 10.18288/1994-5124-2020-1-40-63.

Полбин А. В., Скроботов А. А. (2016). Тестирование наличия изломов в тренде структурной компоненты ВВП Российской Федерации. *Экономический журнал Высшей школы экономики*, 20 (4), 588–623.

Полбин А., Скроботов А. А. (2021). Тестирование структурного сдвига в агрегированной функции потребления домохозяйств РФ. *Вопросы экономики*, 5, 91–106. DOI: 10.32609/0042-8736-2021-5-91-106.

Полбин А. В., Шумилов А., Бедин А., Куликов А. (2019). Модель реального обменного курса рубля с марковскими переключениями режимов. *Прикладная эконометрика*, 55 (3), 32–50. DOI: 10.24411/1993-7601-2019-10009.

Скроботов А. А. (2021). Структурные сдвиги в моделях коинтеграции. *Прикладная эконометрика*, 63 (3), 117–141. DOI: 10.22394/1993-7601-2021-63-117-141.

Фокин Н. (2021). О важности учета структурных сдвигов при прогнозировании российского ВВП. *Прикладная эконометрика*, 63 (3), 5–29. DOI: 10.22394/1993-7601-2021-63-5-29.

Шестаков Д. (2017). Канал издержек денежно-кредитной трансмиссии в российской экономике. *Деньги и кредит*, 9, 38–47.

Arai Y., Kurozumi E. (2007). Testing for the null hypothesis of cointegration with a structural break. *Econometric Reviews*, 26 (6), 705–739. DOI: 10.1080/07474930701653776.

Cai Z., Li Q., Park J. Y. (2009). Functional-coefficient models for nonstationary time series data. *Journal of Econometrics*, 148 (2), 101–113. DOI: 10.1016/j.jeconom.2008.10.003.

Calonaci F., Kapetanios G., Price S. (2022). Stock returns predictability with unstable predictors. *CAMA Working Paper 4/2022*. DOI: 10.2139/ssrn.4007703.

Carrion-i-Silvestre J. L., Sansó A. (2006). Testing the null of cointegration with structural breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68 (5), 623–646. DOI: 10.1111/j.1468-0084.2006.00180.x.

Chang Y., Kim C. S., Miller J. I., Park J. Y., Park S. (2014). Time-varying long-run income and output elasticities of electricity demand with an application to Korea. *Energy Economics*, 46, 334–347. DOI: 10.1016/j.eneco.2014.10.003.

Engle R. F., Granger C. W. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55 (2), 251–276. DOI: 10.2307/1913236.

Evans P., Kim B. H., Oh K. Y. (2008). Capital mobility in saving and investment: A time-varying coefficients approach. *Journal of International Money and Finance*, 27 (5), 806–815. DOI: 10.1016/j.jimonfin.2008.04.005.

Giraitis L., Kapetanios G., Yates T. (2014). Inference on stochastic time-varying coefficient models. *Journal of Econometrics*, 179 (1), 46–65. DOI: 10.1016/j.jeconom.2013.10.009.

Idrisov G., Kazakova M., Polbin A. (2015). A theoretical interpretation of the oil prices impact on economic growth in contemporary Russia. *Russian Journal of Economics*, 1 (3), 257–272. DOI: 10.1016/j.ruje.2015.12.004.

Kapetanios G., Millard S., Petrova K., Price S. (2020). Time-varying cointegration with an application to the UK Great Ratios. *Economics Letters*, 193, 109–213. DOI: 10.1016/j.econlet.2020.109213.

Karlsen H. A., Myklebust T., Tjøstheim D. (2007). Nonparametric estimation in a nonlinear cointegration type model. *The Annals of Statistics*, 35 (1), 252–299. DOI: 10.1214/009053606000001181.

Kim B. H., Kim H. K., Oh K. Y. (2009). The purchasing power parity of Southeast Asian currencies: A time-varying coefficient approach. *Economic Modelling*, 26 (1), 96–106. DOI: 10.1016/j.econmod.2008.05.009.

Korhonen I., Nuutilainen R. (2017). Breaking monetary policy rules in Russia. *Russian Journal of Economics*, 3 (4), 366–378. DOI: 10.1016/j.ruje.2017.12.004.

Kuboniwa M. (2014). A comparative analysis of the impact of oil prices on oil-rich emerging economies in the Pacific Rim. *Journal of Comparative Economics*, 42 (2), 328–339. DOI: 10.1016/j.jce.2014.03.007.

Li D., Phillips P. C., Gao J. (2020). Kernel-based inference in time-varying coefficient cointegrating regression. *Journal of Econometrics*, 215 (2), 607–632. DOI: 10.1016/j.jeconom.2019.10.005.

Li K., Li D., Liang Z., Hsiao C. (2017). Estimation of semi-varying coefficient models with nonstationary regressors. *Econometric Reviews*, 36 (1–3), 354–369. DOI: 10.1080/07474938.2015.1114563.

Mikayilov J. I., Hasanov F. J., Galeotti M. (2018). Decoupling of CO2 emissions and GDP: A time-varying cointegration approach. *Ecological Indicators*, 95, 615–628. DOI: 10.1016/j.ecolind.2018.07.051.

Miller S. M., Martins L. F., Gupta R. (2019). A time-varying approach of the US welfare cost of inflation. *Macroeconomic Dynamics*, 23 (2), 775–797. DOI: 10.1017/S1365100517000037.

Park J. Y., Hahn S. B. (1999). Cointegrating regressions with time varying coefficients. *Econometric Theory*, 15 (5), 664–703. DOI: 10.1017/S0266466699155026.

Park S. Y., Zhao G. (2010). An estimation of U.S. gasoline demand: A smooth time-varying cointegration approach. *Energy Economics*, 32 (1), 110–120. DOI: 10.1016/j.eneco.2009.10.002.

Phillips P. C., Li D., Gao J. (2017). Estimating smooth structural change in cointegration models. *Journal of Econometrics*, 196 (1), 180–195. DOI: 10.1016/j.jeconom.2016.09.013.

Saikkonen P. (1991). Asymptotically efficient estimation of cointegration regressions. *Econometric Theory*, 7 (1), 1–21. DOI: 10.1017/S0266466600004217.

Stock J. H., Watson M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61 (4), 783–820. DOI: 10.2307/2951763.

Wang Q., Phillips P. C. (2009). Structural nonparametric cointegrating regression. *Econometrica*, 77 (6), 1901–1948. DOI: 10.3982/ECTA7732.

Xiao Z. (2009). Functional-coefficient cointegration models. *Journal of Econometrics*, 152 (2), 81–92. DOI: 10.1016/j.jeconom.2009.01.008.

Поступила в редакцию 22.03.2022;  
принята в печать 10.06.2022.

### Приложение

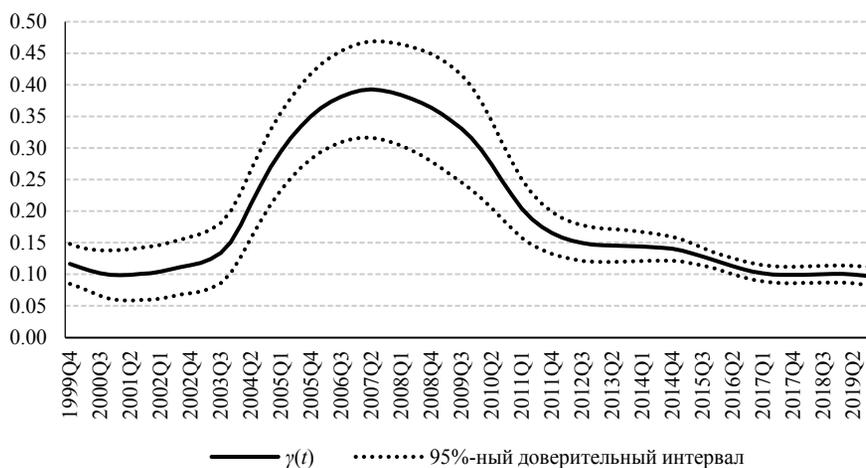


Рис. П1. Эластичность ВВП по условиям торговли

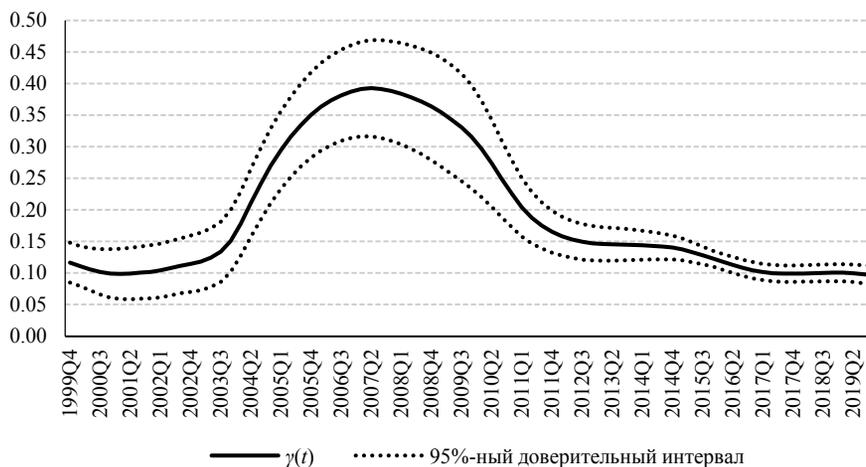


Рис. П2. Эластичность инвестиций по условиям торговли

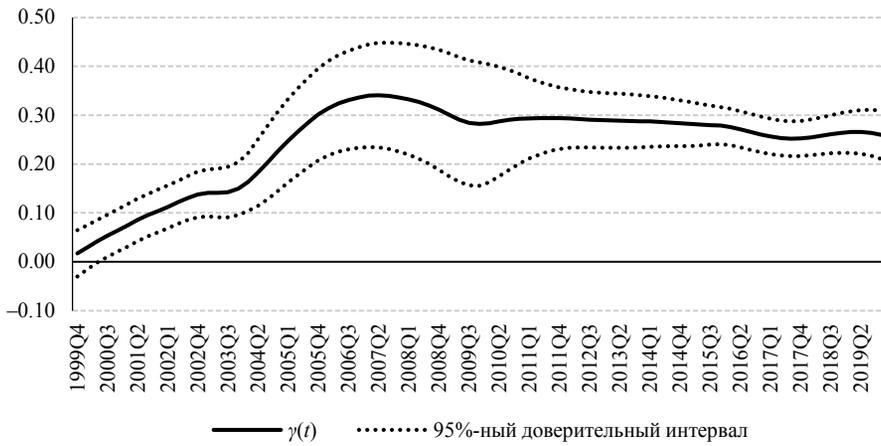


Рис. ПЗ. Эластичность потребления по условиям торговли

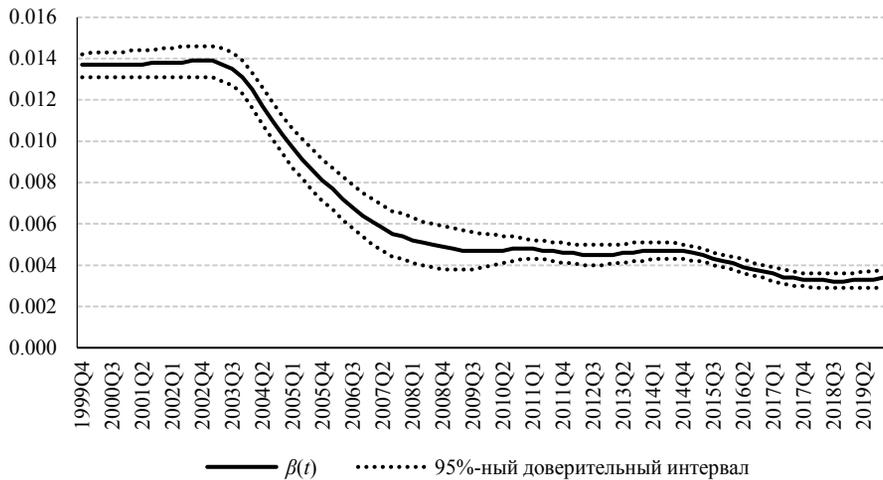


Рис. П4. Темпы трендового роста ВВП, в квартал. Модель с условиями торговли

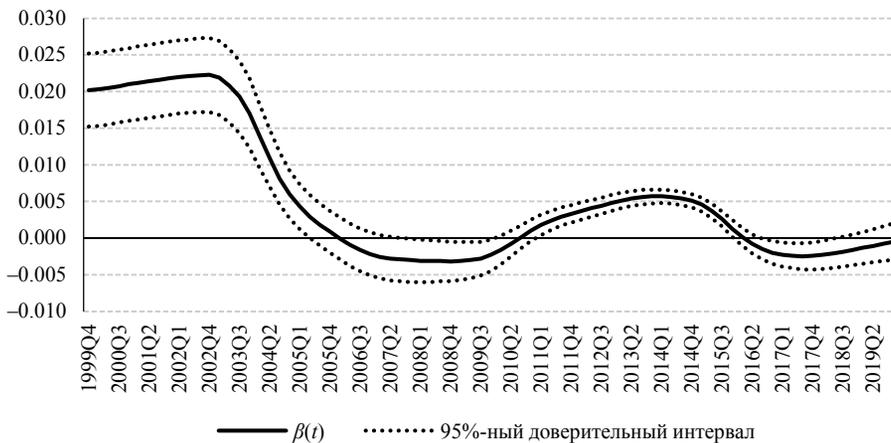
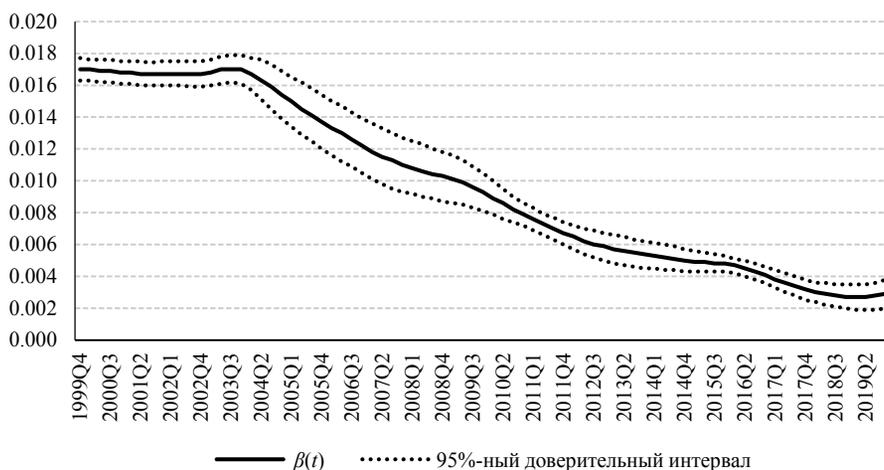


Рис. П5. Темпы трендового роста инвестиций, в квартал. Модель с условиями торговли



**Рис. П6.** Темпы трендового роста потребления, в квартал. Модель с условиями торговли

Polbin A. V., Skrobotov A. A. On decrease in oil price elasticity of GDP and investment in Russia. *Applied Econometrics*, 2022, v. 66, pp. 5–24.

DOI: 10.22394/1993-7601-2022-66-5-24

#### Andrey Polbin

RANEPa, Gaidar Institute, Moscow, Russian Federation;  
apolbin@gmail.com

#### Anton Skrobotov

RANEPa, Moscow; SPBU, Saint Petersburg, Russian Federation;  
skrobotov@ranepa.ru

### On decrease in oil price elasticity of GDP and investment in Russia

The article evaluates cointegrating regression models with time-varying parameters to describe the relationship between real GDP, gross fixed capital formation and household consumption in the Russian Federation with oil prices. In the early 2000s there was an increase in the elasticities of the analyzed macroeconomic indicators with respect to oil prices, the peak of the elasticities occurred in the second half of the 2000s, after the crisis of 2008–2009 significant declines in elasticities have been identified, and in recent years the oil price elasticity of real GDP has been about 0.05, while for real investment and consumption it has been about 0.12.

**Keywords:** TVP-cointegration; GDP; investment; consumption; oil prices; Russian economy.

**JEL classification:** C12; C22.

## References

- Bozhechkova A. V., Sinelnikov-Murylev S. G., Trunin P. V. (2020). Factors of the Russian ruble exchange rate dynamics in the 2000s and 2010s. *Voprosy Ekonomiki*, 8, 5–22 (in Russian). DOI: 10.32609/0042-8736-2020-8-5-22.
- Brodsky B., Bereznyatzkiy A. (2020). Structural changes in Russian inflation model. *Economics and Mathematical Methods*, 56 (2), 90–100 (in Russian). DOI: 10.31857/S042473880008529-0.
- Gafarov B. (2011). Phillips curve and development of the labor market in Russia. *HSE Economic Journal*, 15 (2), 155–176 (in Russian).
- Kadyrov M. (2010). Impact of exchange rate on prices in the presence of structural breaks. *Applied Econometrics*, 19 (3), 9–22 (in Russian).
- Polbin A. (2017). Econometric estimation of the impact of oil prices shock on the Russian economy in VECM model. *Voprosy Ekonomiki*, 10, 27–49 (in Russian). DOI: 10.32609/0042-8736-2017-10-27-49.
- Polbin A. (2020). Estimating time-varying long-run growth rate of Russian GDP in the ARX model with oil prices. *Ekonomicheskaya Politika*, 15 (1), 40–63 (in Russian). DOI: 10.18288/1994-5124-2020-1-40-63.
- Polbin A., Skrobotov A. (2016). Testing for structural breaks in the long-run growth rate of the Russian economy. *HSE Economic Journal*, 20 (4), 588–623 (in Russian).
- Polbin A., Skrobotov A. (2021). Testing for structural break in aggregated consumption function of Russian households. *Voprosy Ekonomiki*, 5, 91–106 (in Russian). DOI: 10.32609/0042-8736-2021-5-91-106.
- 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 (3), 32–50 (in Russian). DOI: 10.24411/1993-7601-2019-10009.
- Skrobotov A. (2021). Structural breaks in cointegration models. *Applied Econometrics*, 63 (3), 117–141 (in Russian). DOI: 10.22394/1993-7601-2021-63-117-141.
- Fokin N. (2021). The importance of modeling structural breaks in forecasting Russian GDP. *Applied Econometrics*, 63 (3), 5–29 (in Russian). DOI: 10.22394/1993-7601-2021-63-5-29.
- Shestakov D. (2017). The cost channel of monetary policy transmission in the Russian economy. *Russian Journal of Money and Finance*, 9, 38–47 (in Russian).
- Arai Y., Kurozumi E. (2007). Testing for the null hypothesis of cointegration with a structural break. *Econometric Reviews*, 26 (6), 705–739. DOI: 10.1080/07474930701653776.
- Cai Z., Li Q., Park J. Y. (2009). Functional-coefficient models for nonstationary time series data. *Journal of Econometrics*, 148 (2), 101–113. DOI: 10.1016/j.jeconom.2008.10.003.
- Calonaci F., Kapetanios G., Price S. (2022). Stock returns predictability with unstable predictors. *CAMA Working Paper 4/2022*. DOI: 10.2139/ssrn.4007703.
- Carrion-i-Silvestre J. L., Sansó A. (2006). Testing the null of cointegration with structural breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68 (5), 623–646. DOI: 10.1111/j.1468-0084.2006.00180.x.
- Chang Y., Kim C. S., Miller J. I., Park J. Y., Park S. (2014). Time-varying long-run income and output elasticities of electricity demand with an application to Korea. *Energy Economics*, 46, 334–347. DOI: 10.1016/j.eneco.2014.10.003.
- Engle R. F., Granger C. W. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55 (2), 251–276. DOI: 10.2307/1913236.
- Evans P., Kim B. H., Oh K. Y. (2008). Capital mobility in saving and investment: A time-varying coefficients approach. *Journal of International Money and Finance*, 27 (5), 806–815. DOI: 10.1016/j.jimonfin.2008.04.005.

Giraitis L., Kapetanios G., Yates T. (2014). Inference on stochastic time-varying coefficient models. *Journal of Econometrics*, 179 (1), 46–65. DOI: 10.1016/j.jeconom.2013.10.009.

Idrisov G., Kazakova M., Polbin A. (2015). A theoretical interpretation of the oil prices impact on economic growth in contemporary Russia. *Russian Journal of Economics*, 1 (3), 257–272. DOI: 10.1016/j.ruje.2015.12.004.

Kapetanios G., Millard S., Petrova K., Price S. (2020). Time-varying cointegration with an application to the UK Great Ratios. *Economics Letters*, 193, 109–213. DOI: 10.1016/j.econlet.2020.109213.

Karlsen H. A., Myklebust T., Tjøstheim D. (2007). Nonparametric estimation in a nonlinear cointegration type model. *The Annals of Statistics*, 35 (1), 252–299. DOI: 10.1214/009053606000001181.

Kim B. H., Kim H. K., Oh K. Y. (2009). The purchasing power parity of Southeast Asian currencies: A time-varying coefficient approach. *Economic Modelling*, 26 (1), 96–106. DOI: 10.1016/j.econmod.2008.05.009.

Korhonen I., Nuutilainen R. (2017). Breaking monetary policy rules in Russia. *Russian Journal of Economics*, 3 (4), 366–378. DOI: 10.1016/j.ruje.2017.12.004.

Kuboniwa M. (2014). A comparative analysis of the impact of oil prices on oil-rich emerging economies in the Pacific Rim. *Journal of Comparative Economics*, 42 (2), 328–339. DOI: 10.1016/j.jce.2014.03.007.

Li D., Phillips P. C., Gao J. (2020). Kernel-based inference in time-varying coefficient cointegrating regression. *Journal of Econometrics*, 215 (2), 607–632. DOI: 10.1016/j.jeconom.2019.10.005.

Li K., Li D., Liang Z., Hsiao C. (2017). Estimation of semi-varying coefficient models with nonstationary regressors. *Econometric Reviews*, 36 (1–3), 354–369. DOI: 10.1080/07474938.2015.1114563.

Mikayilov J. I., Hasanov F. J., Galeotti M. (2018). Decoupling of CO2 emissions and GDP: A time-varying cointegration approach. *Ecological Indicators*, 95, 615–628. DOI: 10.1016/j.ecolind.2018.07.051.

Miller S. M., Martins L. F., Gupta R. (2019). A time-varying approach of the US welfare cost of inflation. *Macroeconomic Dynamics*, 23 (2), 775–797. DOI: 10.1017/S1365100517000037.

Park J. Y., Hahn S. B. (1999). Cointegrating regressions with time varying coefficients. *Econometric Theory*, 15 (5), 664–703. DOI: 10.1017/S0266466699155026.

Park S. Y., Zhao G. (2010). An estimation of U.S. gasoline demand: A smooth time-varying cointegration approach. *Energy Economics*, 32 (1), 110–120. DOI: 10.1016/j.eneco.2009.10.002.

Phillips P. C., Li D., Gao J. (2017). Estimating smooth structural change in cointegration models. *Journal of Econometrics*, 196 (1), 180–195. DOI: 10.1016/j.jeconom.2016.09.013.

Saikkonen P. (1991). Asymptotically efficient estimation of cointegration regressions. *Econometric Theory*, 7 (1), 1–21. DOI: 10.1017/S0266466600004217.

Stock J. H., Watson M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61 (4), 783–820. DOI: 10.2307/2951763.

Wang Q., Phillips P. C. (2009). Structural nonparametric cointegrating regression. *Econometrica*, 77 (6), 1901–1948. DOI: 10.3982/ECTA7732.

Xiao Z. (2009). Functional-coefficient cointegration models. *Journal of Econometrics*, 152 (2), 81–92. DOI: 10.1016/j.jeconom.2009.01.008.

Received 22.03.2022; accepted 10.06.2022.