

Моделирование процессов глобализации с учетом структурных сдвигов на примере Алжира

Е.Д. Копнова 

E-mail: ekopnova@hse.ru

Л.А. Родионова 

E-mail: lrodionova@hse.ru

Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики»
Адрес: 101000, г. Москва, ул. Мясницкая, д. 20

Аннотация

Работа посвящена моделированию процессов глобализации с учетом динамических связей между ними и структурных сдвигов в параметрах тенденций их развития. Актуальность исследования объясняется тем, что большинство работ по данной теме посвящено изучению влияния глобализации на отдельные показатели социально-экономического развития, и недостаточно внимания уделяется изучению формирования общего тренда глобализации и взаимовлияния ее составляющих. Последнее представляется особенно важным для развивающихся стран, для которых характерна сильная неоднородность этих составляющих в структуре глобализации, а также заметная изменчивость параметров в их тенденциях. Предложен подход коинтеграционного анализа процессов глобализации с учетом структурных сдвигов в тенденциях этих процессов. В качестве примера реализации данного подхода рассматривается моделирование динамики составляющих КОФ-индекса глобализации для Алжира за 1970–2015 годы. Стационарность процессов проверялась с помощью тестов единичного корня с учетом структурных сдвигов: Эндрюса–Зивота, Перрона для ряда с одним структурным сдвигом, Клементе–Монтанес–Рейеса и Ли–Стражисича для ряда с одним или двумя структурными сдвигами. Для тестирования на коинтеграцию использовался тест Йохансена для малых выборок с учетом экзогенных переменных. Наличие динамических связей подтверждалось путем сравнения прогнозов по векторной модели коррекции ошибками и одномерными моделями процессов с использованием теста Диболда–Мариано. Интерпретация моделей дается на основе оценок функции импульсного отклика и разложения дисперсии ошибки прогноза Холецкого. Полученные результаты свидетельствуют о том, что формирование КОФ-индекса глобализации для Алжира во многом объясняется взаимовлиянием его составляющих. Динамика политической и экономической глобализации формируется в результате взаимных изменений в сфере внешних экономических и политических связей. Роль международного сотрудничества в социальной сфере для двух других составляющих глобализации в Алжире оказывается невелика. При этом динамика социальной глобализации определяется за счет ее собственных составляющих. Предложенная в работе методология моделирования может быть применена к исследованию процессов глобализации в других странах мира с целью дальнейшего обоснования принятия политических решений.

Ключевые слова: КОФ-индекс глобализации; модель коинтеграции; структурные сдвиги; векторная модель коррекции ошибками; функция импульсного отклика; декомпозиция дисперсии ошибки прогноза.

Цитирование: Копнова Е.Д., Родионова Л.А. Моделирование процессов глобализации с учетом структурных сдвигов, на примере Алжира // Бизнес-информатика. 2020. Т. 14. № 1. С. 62–74. DOI: 10.17323/2587-814X.2020.1.62.74

Введение

Всемирная глобализация стремительно развивается со второй половины XX века. По данным 2018 года, почти треть прироста мирового ВВП на душу населения обусловлена приростом уровня глобализации [1]. Результаты глобализации наиболее заметно проявляются в странах третьего мира, особенно в Африке [2], находя отражение в контексте новой модели экономического развития, предусматривающей повышение роли таких стран в мировой экономике [3]. Согласно прогнозам, Африка, которая сейчас вносит лишь 2% в мировой прирост валового мирового продукта, в грядущие два десятилетия даст более 75% прироста населения планеты, которое в условиях глобализации будет способно обеспечивать мировой рынок труда [4]. Процессы глобализации в странах Африки, определяя новые условия для взаимодействия социально-экономических и демографических факторов, не только открывают возможности, но и создают барьеры для роста благосостояния людей, усугубляя социальные и политические риски [5–8]. Принятие обоснованных решений в быстро и кардинально меняющейся социально-экономической среде требует ее оперативного мониторинга и объективного системного анализа.

Современные исследования по данной теме в основном посвящены оценке влияния глобализации на социально-экономическое развитие стран. Так, по данным Нигерии за 1980–2012 годы показано наличие динамических связей между иностранными инвестициями, международной торговлей и экономическим ростом [9]. По данным Туниса за 1983–2009 годы [10] показана неоднозначная роль экономической глобализации в формировании рынка труда. Существенная роль глобализации продемонстрирована в результате исследования детерминант уровня неравенства доходов по данным 68 африканских стран за 1990–2010 годы [11]. Результаты анализа данных 52 стран Африки за 1996–

2010 годы [12] указали на положительное влияние международной торговли и отрицательное влияние финансовой интеграции на уровень человеческого капитала.

Несмотря на имеющиеся конструктивные результаты статистического анализа данных, среди исследований, посвященных анализу глобализации в африканских странах, отсутствуют работы, посвященные изучению динамических связей между ее отдельными составляющими: экономической, политической, социальной. Не уделяется должного внимания прогнозированию глобализационных процессов. В большинстве работ речь идет об экономической глобализации, тогда как в этих странах велика роль двух других составляющих, особенно политической. Кроме того, в исследованиях недостаточное внимание уделяется проблемам изменчивости тенденции процессов глобализации, что может существенно влиять на результаты статистического анализа [13]. Таким образом, актуальным является развитие статистической методологии анализа глобализационных процессов в странах Африки с использованием инструментария, способного корректно учитывать взаимодействие процессов экономической, политической и социальной глобализации, а также особенности процессов в отдельных странах.

1. Информационная база исследования

Статистическая методика исследования процессов глобализации в Африке применялась на примере Алжира по данным временных рядов субиндексов КОФ-индекса глобализации [14] за 1970–2015 годы¹. Динамика выбранных показателей представлена на *рисунке 1*.

Из *рисунка 1* видно, что для Алжира наряду с очень заметным преобладанием политической составляющей в структуре КОФ-индекса глобализации наблюдается ее высокая вариативность. Данный показатель ведет себя особенно нестабильно в

¹ КОФ (Konjunkturforschungsstelle) Globalisation Index: <https://www.kof.ethz.ch/en/forecasts-and-indicators/indicators/kof-globalisation-index.html>

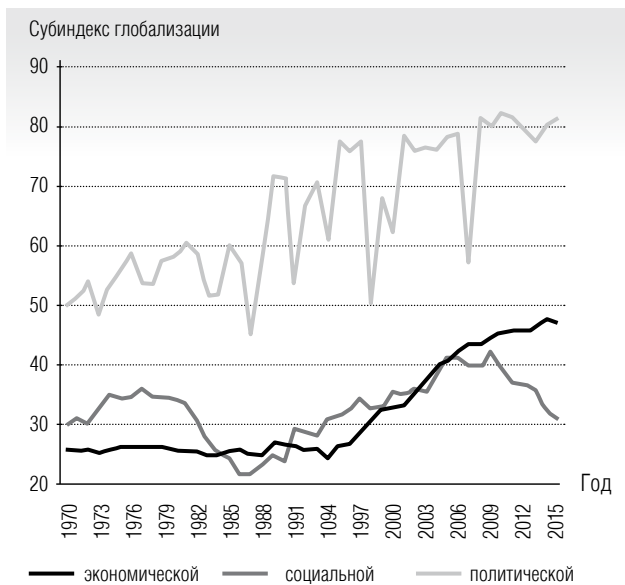


Рис. 1. Динамика субиндексов глобализации в Алжире, 1970–2015 годы

период 1987–2008 годы, известный массовыми беспорядками 1986–1988 годов, гражданской войной 1991–2002 годов [15] и последующей активизацией деятельности радикальных исламистов в 2006–2008 годы. Из рисунка видно, что для всех составляющих КОФ-индекса глобализации характерно наличие структурных сдвигов в параметрах тенденций их развития, причем заметно, что изменчивость тенденций для них имеет сходный характер.

2. Методика исследования

В основу методики исследования положена идея коинтеграционного анализа временных рядов с применением векторной модели коррекции ошибками (Vector Error Correction Model, VECM) [16] с учетом наличия структурных сдвигов в параметрах тенденций временных рядов. Для подтверждения выводов о наличии или отсутствии динамических связей и выборе модели для прогнозирования также использовалась методика сравнения прогнозов, полученных по многомерной модели и совокупности из трех одномерных моделей. Одна из этих совокупностей включала интегрированные модели авторегрессии – скользящего среднего (Autoregressive Integrated Moving Average, ARIMA) [16]. Другая совокупность была составлена из моделей краткосрочного прогнозирования Хольта–Уинтерса (Holt–Winters Model, HWM) [17]. Использование моделей HWM было оправдано тем, что

они отличаются достаточно высокой прогностической способностью [18].

Пусть Y_t ($t = 1, 2, \dots, T$) – случайный процесс, порождающий временной ряд субиндексов экономической, политической и социальной глобализации на промежутке времени $[0, T]$: $Y_t = (pol_t ec_t soc_t)'$.

Процесс рассматривается в общем виде в форме модели:

$$Y_t = \mu_t \delta + X_t, \quad X_t = (X_{1t} X_{2t} X_{3t})',$$

$$\mu_t = (1 \ t \ D_{B_1} \ D_{B_2} \ DT_{B_1} \ DT_{B_2} \ DU_{B_1} \ DU_{B_2}), \quad \delta = (\delta_1 \dots \delta_8)',$$

где T_{B_j} – момент структурного сдвига.

$$D_{B_j} = \begin{cases} 1, & t \geq T_{B_j} \\ 0, & t < T_{B_j} \end{cases}, \quad DT_{B_j} = \begin{cases} t - T_{B_j}, & t \geq T_{B_j} \\ 0, & t < T_{B_j} \end{cases},$$

$$DU_{B_j} = \begin{cases} 1, & t = T_{B_j} \\ 0, & t \neq T_{B_j} \end{cases}, \quad j = 1, 2.$$

Рассматриваемые модели отличаются представлением процесса X_t :

$$\text{VECM: } \Delta X_t = \alpha \beta' X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \Gamma_j \Delta X_{t-j} + U_t$$

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1}, \quad \alpha = \|\alpha_{ij}\|_{k \times r}, \quad \beta = \|\beta_{ij}\|_{k \times r},$$

$$\Gamma_j = \|\gamma_{is}\|_{k \times k}, \quad k = 3, \quad U_t = (U_{1t} \ U_{2t} \ U_{3t})',$$

где r – ранг коинтеграции,

$$U \sim N(0, I_T \otimes \Sigma_u), \quad U = (U_1 \dots U_T)'$$

$$\Sigma_u = \|\sigma_{ij}\|_{k \times k}, \quad cov[U_{it}, U_{js}] = \begin{cases} \sigma_{ij}, & t = s \\ 0, & t \neq s \end{cases}.$$

$$\text{ARIMA: } X_t = \sum_{j=1}^p \theta_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^q \pi_j U_{t-j}$$

$$U_{it} \sim N(0, \sigma_i^2),$$

$$cov[U_{it}, U_{is}] = \begin{cases} \sigma_i^2, & t = s \\ 0, & t \neq s \end{cases}.$$

$$\text{HWM: } Y_t = X_t + U_t.$$

X_t содержит детерминированную компоненту в форме линейного тренда: $\mu_{t,\tau} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}\tau$:

$$U_{it} \sim N(0, \sigma_i^2),$$

$$cov[U_{it}, U_{is}] = \begin{cases} \sigma_i^2, & t = s \\ 0, & t \neq s \end{cases}.$$

$$E[Y_{t+\tau} | Y_t] = \mu_{t,\tau}$$

$$\alpha_{0t} = \lambda_0 Y_t + (1 - \lambda_0)(\alpha_{0t-1} + \alpha_{1t-1}),$$

$$\alpha_{1t} = \lambda_1(\alpha_{0t} - \alpha_{0t-1}) + (1 - \lambda_1)\alpha_{1t-1},$$

λ_0, λ_1 – вектора, содержащие параметры адаптации.

Предварительно проверялась стационарность процессов, порождающих реализации рядов субиндексов. С использованием процедуры Доладо–Дженкинсона–Сосвилла–Ривьеро (Dolado, Jenkinson, Sosvilla-Rivero) [19] для каждого временного ряда применялись тесты на наличие единичного корня характеристического уравнения соответствующего процесса с учетом структурных сдвигов. В основу тестов положено тестовое уравнение расширенного теста Дики–Фулера (Augmented Dickey–Fuller, ADF-test). Структурные сдвиги учитывались включением в него фиктивных переменных. Использовались тесты Эндрюса–Зивота (AZ-тест) [20] и Перрона (P-тест) [21] для ряда с одним структурным сдвигом, а также тесты Клементе–Монтанес–Рейеса (Clemente, Montanes, Reyes, CMR-тест) [22] и Ли–Стражисича (Lee, Strazicich) (LS-test) [23, 24] для ряда с одним или двумя структурными сдвигами. Преимуществом P- и LS-тестов является то, что они преодолевают недостаток AZ- и CMR-тестов, которые часто, отвергая нулевую гипотезу, ошибочно приводят к выводу о стационарности для нестационарного со структурными сдвигами процесса и позволяют, таким образом, получить однозначный результат. Преимуществом P- и CMR-тестов является то, что они учитывают, как инновационные, так и аддитивные выбросы в рядах динамики, в то время, как LS-тест учитывает только аддитивные, а A-Z – только инновационные выбросы. Для сравнения в анализе использовались также классические тесты на стационарность без учета структурных сдвигов: ADF-, PP-, KPSS-тесты [16].

Для оценки параметров β коинтеграционного соотношения и модели коррекции ошибками α и Γ_j применялся подход Йохансена [25]. При тестировании на коинтеграцию использовалась модификация теста Йохансена для коротких выборок, предусматривающая наличие в модели детерминированных переменных и определяющая распределение тестовой статистики методом бутстрапа [26].

Модели VECM и ARIMA оценивались методом максимального правдоподобия и тестировались

с включением всех фиктивных переменных, соответствующих структурным сдвигам. Структурные сдвиги определялись по результатам тестов на стационарность, а также при визуальном анализе графиков. Оптимальная спецификация моделей подбиралась на основе критерия Шварца и соответствия модели ее предпосылкам. Остатки моделей тестировались на отсутствие автокорреляции и соответствие нормальному закону распределения (LM-тест Бреуша–Годфри, тест Жарка–Бера и их многомерные аналоги). Для остатков модели VEC применялась ортогонализация Дурника–Хансена [27]. Алгоритм краткосрочного прогнозирования HWM был реализован по критерию минимума среднеквадратической ошибки прогноза (Root Mean Square Error, RMSE).

Предположение об экзогенности i -го ($i = 1, 2, 3$) субиндекса глобализации проверялось путем тестирования значимости оценки коэффициента α_{ij} при i -й корректирующей переменной в VECM, а также использования теста Гренджера на причинность (Granger causality test) [16]. Тест Гренджера, проводимый в рамках модели VEC, также учитывал структурные сдвиги и корректирующий показатель $\beta' X_{t-1}$. Принимались во внимание результаты анализа структуры разложения дисперсии ошибки прогноза Холецкого для каждого субиндекса [28].

Прогнозные значения индексов определялись как условные математические ожидания модельных процессов с максимальным горизонтом прогноза, равным пяти годам. При анализе прогностической способности моделей использовалась рекурсивная схема расчета [29, 30]. Выбор оптимальной модели для прогнозирования определялся с применением расчета показателей ошибки внутри выборочного прогноза [31]. Статистическая значимость различия прогнозов для разных моделей тестировалась с использованием методики Диболда–Мариано [32]. Результаты сравнения внутривыборочных прогнозов использовались для подтверждения наличия динамических связей между субиндексами глобализации.

3. Результаты

3.1. Анализ стационарности субиндексов глобализации Алжира

Использование тестов ADF, PP, KPSS-тестов без учета структурных сдвигов для отдельных процессов ожидаемо дало противоречивые результа-

ты. Для всех субиндексов ADF- и PP-тестами гипотеза о нестационарности не отвергалась (кроме политического – для PP), в то время, как KPSS-тестом не отвергалась гипотеза о стационарности (на уровне значимости 5%). Поэтому в расчет принимались результаты тестирования процессов на стационарность с учетом структурных сдвигов. В *таблице 1*, в качестве примера приведены некоторые результаты такого анализа для субиндекса политической глобализации, для случая аддитивного структурного сдвига только в константе и включения в тестовую регрессию тренда и константы.

Из *таблицы 1* видно, что P-, LS- и CMR-тесты не отвергают нулевую гипотезу о нестационарности в предположении как одного, так и двух структурных сдвигов на уровне значимости 0,05, и практически однозначно определяют моменты сдвига. В P-тесте оценка коэффициента при переменной, определяющей структурный сдвиг, статистически незначима (t-статистика равна 0,198), и это соответствует некоторому расхождению в определении моментов сдвига. Результаты тестирования первых разностей для всех субиндексов свидетельствовали об их стационарности. Поэтому был сделан вывод о том, что указанные ряды являются реализациями интегрированных процессов первого порядка со структурными сдвигами в константе и (или) тренде.

3.2. Анализ динамических связей между субиндексами глобализации Алжира

Некоторые результаты коинтеграционного анализа приведены в *таблицах 2 и 3*. *Таблица 2* содержит результаты тестирования на коинтеграцию для случая наличия тренда только в долгосрочном соотношении с учетом трех лагов субиндексов и экзогенных переменных, характеризующих структурные сдвиги в тенденциях всех рядов. В данном примере включались две переменные для сдвига в константе: (D_{1995} и D_{1991}) одна переменная для сдвига в наклоне тренда (DT_{1987}) и три переменных для одномоментного скачка (DU_{1989} , DU_{1998} , DU_{2007}). В *таблице* указаны асимптотические P-значения для обеих статистик теста Йохансена (MacKinnon–Naug–Michelis, 1999) (*asy LR(trace)* и *asy LR(max)*), а также бутстраппированные (для 1000 наблюдений) P-значения для одной из них (*boot LR(trace)*). Последние здесь более адекватны, поскольку с их использованием учитываются структурные сдвиги и анализируемая выборка невелика. Из *таблицы* видно, что они указывают на одно коинтеграционное соотношение между субиндексами, тогда как асимптотические P-значения обеих статистик – на два (на уровне 0,05). Поэтому далее оценивалось именно одно коинтеграционное соотношение.

Оцененная VECM достаточно адекватно соответствовала данным, поскольку предположения о кор-

Таблица 1.

Результаты тестирования на стационарность субиндекса политической глобализации Алжира с учетом структурных сдвигов

Число структурных сдвигов	Показатели тестов	P-тест	LS-тест	CMR-тест
1	T-статистика	-2,434	-2,848	-1,004
	5% критический уровень	-4,860	-3,487	-3,560
	T-статистика для переменной сдвига	0,198	2,198	7,015
	Момент сдвига	2001	1996	1990
2	T-статистика	–	-2,923	-3,093
	5% критический уровень	–	-3,563	-5,490
	T-статистика для переменной первого сдвига	–	-2,524	3,351
	T-статистика для переменной второго сдвига	–	-3,405	2,942
	Моменты сдвигов		1990, 1998	1990, 1998

Примечания: 1. H_0 : процесс не стационарен при наличии структурных сдвигов, H_1 : процесс стационарен при наличии структурных сдвигов

2. В тестовое уравнение включалось 8 лагов

3. В тестах LS, CMR уровень урезания выборки составлял 10%.

Таблица 2.

Результаты тестирования субиндексов глобализации Алжира на коинтеграцию

Ранг коинтеграции / P-значение	asy LR(trace)	asy LR(max)	boot LR(trace)
0	0,000	0,000	0,000
1	0,020	0,019	0,092
2	0,426	0,415	0,260

ректности ее спецификации не отвергались. Так, P-value для статистики Рао-Фишера при проверке сериальной корреляции остатков составило 0,355, а для статистики χ^2 на нормальность – 0,989.

В таблице 3 приведены оценки параметров и показатели качества модели коррекции ошибками. В таблице 4 представлены соответствующие результаты тестирования на причинность по Гренджеру. На рисунке 2 отражены графики импульсных откликов каждого субиндекса на шоки в других субиндексах для 10 лет. На рисунке 3 показаны декомпозиции дисперсии ошибки прогноза субиндексов, усредненной по первому и второму пятилетию. Рисунки представлены в предположении суперпозиции Холецкого, в которой переменная, изменению которой предшествуют изменения всех других переменных, указывается последней в их последовательности, например, для отклика и декомпозиции дисперсии ошибки прогноза *pol* использовалась, соответственно, схемы: *soc- ec- pol*.

Из таблицы 3 по значениям коэффициента детерминации видно, что включенные переменные достаточно полно описывают краткосрочную динамику всех субиндексов. Оценки коэффициентов при переменных, соответствующих структурным сдвигам в тенденциях субиндексов, статистически значимы², что указывает на необходимость их учета в анализе. Незначимая оценка при корректирующем слагаемом в уравнении коррекции ошибками для субиндекса социальной глобализации указывает на слабую экзогенность этой переменной относительно параметров ВЕСМ, что означает, что при отклонении системы субиндексов глобализации от долгосрочного равновесия она не корректируется. Эта переменная не является строго экзогенной, поскольку для нее обнаруживается причинность по

Таблица 3.

Результаты оценивания модели коррекции ошибками для субиндексов глобализации Алжира

	Δpol_t	Δec_t	Δsoc_t
$\beta' X_{t-1}$	-0,458***	0,197***	
Δpol_{t-1}	-0,360***	-0,076**	-0,003
Δpol_{t-2}	-0,119	-0,081***	-0,005
Δec_{t-1}	1,653***	-0,061	0,063
Δec_{t-2}	1,602***	-0,449***	0,123**
Δsoc_{t-1}	-1,240	0,214	-0,025
Δsoc_{t-2}	-1,236	1,016***	0,089
D_{1991}	-7,359*	3,255***	-0,088
D_{1995}	5,603	-0,311	1,976***
DU_{1989}	10,888*	3,173*	2,734***
DU_{1998}	-27,860***	-4,151***	0,810
DU_{2007}	-25,184***	-1,242	-0,0564
DT_{1987}	-0,534**	0,201***	-0,047*
<i>Const</i>	15,022***	-6,020***	0,448
<i>BIC</i>	6,708	4,114	2,685
<i>R-sq</i>	0,850	0,721	0,706

Примечания:

1. Указан уровень значимости оценки параметров:
* - 10%, ** - 5%, *** - 1%
2. Оценки коэффициентов для $\beta' X_{t-1}$ представлены для случая нормализации на *pol*

Гренджеру со стороны субиндекса экономической глобализации. Это соответствует статистической значимости оценки коэффициента при Δec_{t-2} в указанном уравнении. Отклики этого субиндекса на шоки в экономической глобализации значимы, хоть и очень слабые (0,7 и менее), и около 20% дисперсии ошибки прогноза этого субиндекса обусловлена динамикой экономической глобализации. Отклики субиндекса социальной глобализации на шоки в субиндексе политической глобализации статистически незначимы. При этом влияние шоков социальной глобализации на политическую глобализацию статистически незначимо, на экономическую – хоть и значимо, но невелико (до 1,0). Поэтому можно говорить об относительной самостоятельности

² Здесь и далее принимался во внимание уровень значимости 0,05

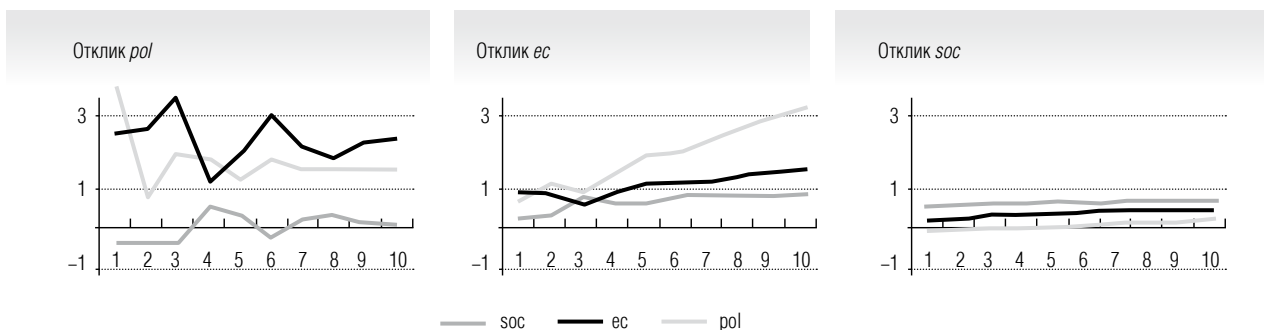


Рис. 2. Значения функций импульсных откликов субиндексов глобализации Алжира на шоки в них

социальной глобализации в стране, слабо реагирующей на изменчивость внешних экономических и политических связей и практически не оказывающей влияния на их развитие.

Субиндексы политической и экономической глобализации являются эндогенными переменными. В соответствии с результатами тестирования на причинность по Гренджеру они взаимно обуславливают друг друга в краткосрочной динамике. Судя по графикам импульсных откликов видно, что для политического субиндекса наиболее существенные отклики происходят в первой половине десятилетнего периода. Наибольший эффект имеет почти мгновенный отклик от собственных шоков. Шоки экономической глобализации влияют отсрочено и нестабильно, после 5-го лага показатель политической глобализации остается на новом, более высоком уровне. Такое неровное поведение откликов проявляется и в типичной изрезанности графика политического субиндекса (рисунок 1). Для субиндекса экономической глобализации отклик на шок в политической глобализации почти монотонно растет в течение всего десятилетия, достигая достаточно высокого уровня к концу десятилетия. Это соответствует тому, что в структуре взаимообусловленности политической и экономической глобализации, отражаемой декомпозицией дисперсии ошибки прогноза субиндексов, заметно перераспределение доли каждой составляющей при переходе от первого ко второму пятилетию. Из рисунка 3 видно, что роль внешнеполитических событий в формировании международных экономических связей в Алжире заметнее проявляется к концу десятилетия, что говорит о некоторой инерционности их воздействия. Этим, вероятно, можно объяснить современную тенденцию снижения уровня экономической глобализации вследствие резкого падения величины политической глобализации в 2007 году.

Также отметим, что результат применения подхода Йохансена без учета структурных сдвигов к анализируемым рядам не противоречил изложенному выше выводу о наличии одного коинтеграционного соотношения для такой же спецификации модели, однако, качество оцененной модели было гораздо хуже. Так, значение информационного критерия Шварца для такой модели было на 10% больше, а предпосылки о некоррелированности остатков и нормальности не выполнялись.

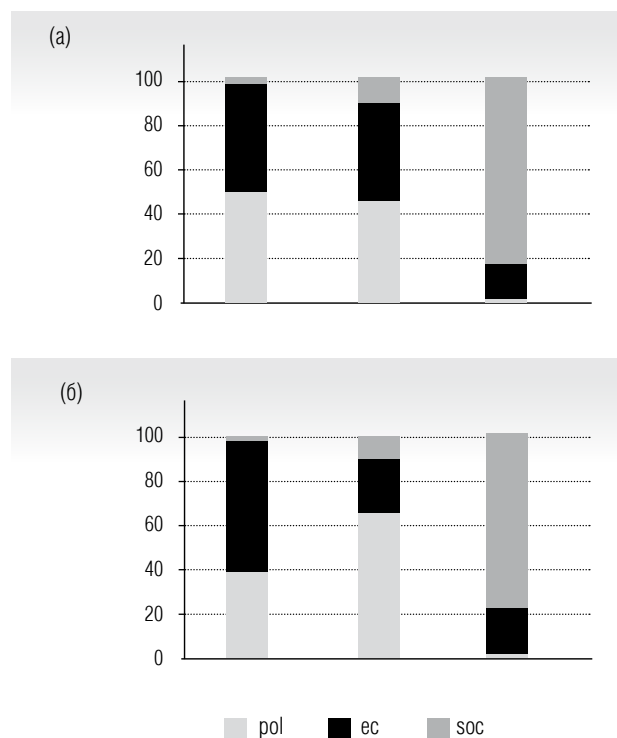


Рис. 3. Декомпозиция средней (за пять лет) дисперсии ошибки прогноза субиндексов глобализации Алжира а) первые пять лет; б) последние пять лет

Таблица 4.

Результаты теста Гренджера для субиндексов глобализации Алжира

	χ^2 -статистика, <i>P</i> -значение		
	на Δpol	на Δec	на Δsoc
Δpol	–	0,005	0,928
Δec	0,000	–	0,049
Δsoc	0,166	0,000	–

Примечание:
В тестовых уравнениях использовалось два лага разностей субиндексов

3.3. Прогнозирование субиндексов глобализации Алжира

Для подтверждения выявленных динамических связей, а также собственно для прогнозирования каждого субиндекса были построены модели ARIMA и HWM. В *таблицах 5 и 6* приведены некоторые результаты их оценивания. Из *таблицы 5* видно, что моменты структурных сдвигов в моделях ARIMA, в основном, совпадают с моментами, фигурирующими в модели VEC. Результаты тестирования остатков каждой модели указывают на достаточно корректный выбор спецификации.

Таблица 5.

Результаты оценивания ARIMA-моделей субиндексов глобализации Алжира

Субиндексы	<i>ec</i>	<i>pol</i>	<i>soc</i>
Экзогенные переменные	DT_{1987}, DT_{2007}	DU_{1998}	$D_{1995}, DT_{2007}, DU_{1989}$
<i>q</i>	1,3	1	0
<i>LM</i> -тест, 2 лага, <i>P</i> -значение	0,467	0,492	0,770
<i>JB</i> -тест, <i>P</i> -значение	0,942	0,067	0,374

В *таблице 6* приводятся значения оптимальных параметров сглаживания для HWM. По их малым значениям для *pol* видно, что при прогнозировании слабо учитывается текущая информация, что, возможно, приводит к недоучету структурных сдвигов в тенденции, особенно импульсных.

Таблица 6.

Результаты оценивания HWM

Параметры сглаживания	<i>ec</i>	<i>pol</i>	<i>soc</i>
λ_0	0,660	0,050	0,950
λ_1	0,610	0,090	0,290

В *таблице 7* приводятся результаты внутривыборочного прогноза на один год по всей выборке для трех моделей. Видно, что для VECM среднеквадратическая ошибка прогноза для всех рядов наименьшая. При этом MD-тест указывает на то, что разница между ошибками прогноза для VECM, ARIMA статистически значима для политической глобализации. Поскольку для экономической глобализации отклик на шоки в субиндексе политической глобализации отсроченный, то в статическом прогнозе он и не проявляется. При этом HWM все ряды прогнозирует хуже. И это опять свидетельствует в пользу корректного учета структурных сдвигов, потому что эта модель их в явном виде не учитывает.

Таблица 7.

Результаты внутривыборочного прогноза субиндексов глобализации Алжира (1971–2015), RMSE

Модель/Субиндексы	<i>pol</i>	<i>ec</i>	<i>soc</i>
VECM	3,755	1,026	0,502
ARIMA	5,662	1,180	0,542
HWM	6,928	1,891	0,828
MD (для VECM, ARIMA)			
<i>P</i> -значение	0,009	0,219	0,117

В *таблице 8* представлены аналогичные результаты вневыборочного прогноза, рассчитанного по рекурсивной схеме. Снова, как и для внутривыборочного прогноза, для политической глобализации прогноз лучше для многомерной модели, по крайней мере, на 3 года. Хотя в соответствии с *P*-значениями статистики теста Мариано-Диболда, различие между RMSE статистически и незначимо. Для экономической и социальной глобализации субиндексы лучше прогнозируются

Таблица 8.

Результаты вневыборочного рекурсивного прогноза субиндексов глобализации Алжира (2011–2015)

Горизонт	ec			pol			ssoc		
	ARIMA	VEC	MD	ARIMA	VEC	MD	ARIMA	VEC	MD
1	1,208	1,934	0,138	9,766	5,807	0,313	0,730	0,822	0,413
2	1,605	4,205	0,012	10,435	7,855	0,328	0,862	0,909	0,441
3	1,787	6,508	0,000	12,508	11,349	0,386	1,328	1,444	0,112
4	2,746	9,855	0,000	12,411	13,412	0,962	1,925	2,062	0,298
5	4,030	13,938	0,000	11,440	16,393	0,489	2,634	2,903	0,211

по ARIMA-модели, причем, для экономической глобализации эта разница статистически значима. Возможно, здесь снова проявляется то, что влияние политической глобализации отсроченное, начинает ощутимо проявляться лишь во втором пятилетии.

На рисунке 6 представлен фрагмент рядов с 2001 по 2015 год с прогнозом на период до 2020 года. Сплошной линией указан прогноз по VECM, точками – по модели ARIMA, пунктиром – по алгоритму НВМ. Прогноз для КОФ-индекса глобализации рассчитывался как среднее арифметическое

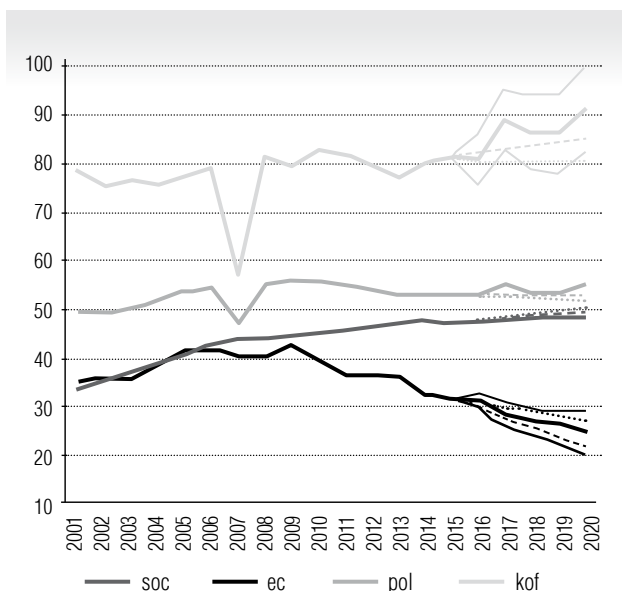


Рис. 6. Прогноз субиндексов глобализации Алжира до 2020 года

прогнозов отдельных субиндексов в соответствии с официальной методикой его расчета [14]. Серым цветом показан 80% доверительный интервал для прогноза субиндексов политической и экономической глобализации по VECM. Видно, что прогнозы для субиндекса экономической глобализации по всем трем моделям лежат в этом интервале. Возможно, это связано с тем, что остались в прошлом сильные шоки субиндекса политической глобализации, существенно влияющие на его поведение. Для политической глобализации прогнозы по моделям разнятся, и не всегда попадают в указанный доверительный интервал. Поведение ее прогностической кривой по VECM соответствует почти мгновенному отклику на шок в экономическом субиндексе, и это указывает на уязвимость политической глобализации и тенденцию к дальнейшему ее доминированию в структуре КОФ-индекса. Прогнозы по разным моделям для субиндекса социальной глобализации практически совпадают, что соответствует его относительной самостоятельности в системе субиндексов. Прогнозы для КОФ-индекса глобализации также практически совпадают, однако, график все-таки указывает на некоторое завышение прогноза по модели VECM.

Таким образом, формирование КОФ-индекса глобализации для Алжира во многом объясняется взаимовлиянием его составляющих. Слабый рост субиндекса политической глобализации формируется, в основном, в результате изменений в сфере внешних экономических и политических связей. Экономическая глобализация имеет отрицатель-

ную тенденцию. Прямое воздействие на нее политической глобализации, заметно проявляющееся в краткосрочной динамике, не способно переломить эту тенденцию, возможно, в силу сильной вариативности процесса политической глобализации. Стабилизация общего уровня глобализации в целом в этой стране обеспечивается положительной динамикой социальной глобализации, которая формируется практически самостоятельно, благодаря стремительному развитию социальных сетей и мобильной связи. Однако ее роль для политической и экономической интеграции в Алжире оказывается невелика.

Заключение

Апробация методики исследования с применением инструментария коинтеграционного анализа случайных процессов с учетом структурных сдвигов в параметрах их тенденций, а также сравнения прогностической способности одномерных и многомерных моделей указала на ее эффективность и возможность дальнейшего использования в подобных задачах. Данное исследование будет способствовать развитию методологии прогнозирования показателей глобализации в странах с нестабильной динамикой этих показателей. ■

Литература

1. Weiß J., Sachs A., Weinelt H. Globalization report 2018. Who benefits most from globalization. [Электронный ресурс]: <https://www.bertelsmann-stiftung.de/en/publications/publication/did/globalization-report-2018/> (дата обращения: 20.04.2019).
2. Sufian F., Kamarudin F. The impact of globalization on the performance of banks in South Africa // *Review of International Business and Strategy*. 2016. Vol. 26. No 4. P. 517–542. DOI: 10.1108/ribs-02-2016-0003.
3. Абрамова И.О. Население Африки в новой глобальной экономике. М.: Институт Африки РАН, 2010.
4. World population prospects 2009. Washington: United Nations Department of Economic and Social Affairs. P. 44–48.
5. Kabbaj O. The challenge of African development. N.Y.: Oxford University Press, 2003.
6. Громогласова Е.С. Глобализация и общественный протест // *Международные процессы*. 2015. № 4 (43). С. 57–73. DOI: 10.17994/IT.2015.13.4.43.4.
7. «Арабский кризис» и его международные последствия / Под общ. ред. А.М. Васильева. М.: ЛЕНАНД, 2014.
8. Азия и Африка в современной мировой политике. Сборник статей / Отв. ред. Д.Б. Малышева, А.А. Рогожин. М.: ИМЭМО РАН, 2012.
9. Nwakanma P.C., Ibe R.C. Globalization and economic growth. An econometric dimension drawing evidence from Nigeria // *International Review of Management and Business Research*. 2014. Vol. 3. No 2. P. 771–778.
10. Ben Salha O. Labour market outcomes of economic globalisation in Tunisia: a preliminary assessment // *The Journal of North African Studies*. 2013. Vol. 18. No 2. P. 349–372. DOI: 10.1080/13629387.2012.739822.
11. Atif S.M., Srivastav M., Sauytbekova M., Arachchige U.K. Globalization and income inequality: A panel data analysis of 68 countries. MPRA Paper No 42385 / University of Sydney, 2012. [Электронный ресурс]: <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/42385/> (дата обращения: 20.04.2019).
12. Simplice A. Globalization and Africa: Implications for human development // *International Journal of Development Issues*. 2013. Vol. 12. No 3. P. 213–238. DOI: 10.2139/ssrn.2493238.
13. Maddala G.S., Kim I.-M. Unit roots, cointegration, and structural change. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 1998. DOI: 10.1017/CBO9780511751974.
14. Gygli S., Haelg F., Potrafke N., Sturm J.-E. The KOF Globalisation Index – revisited // *Review of International Organizations*. 2019. No 14. P. 1–32. DOI: 10.1007/s11558-019-09357-x.
15. Вирабов А.Г. Алжир: кризис власти (кризис общественного строя Алжира и перспективы его либерализации). М.: Институт изучения Израиля и Ближнего Востока, 2001.
16. Mills T.C., Markellos R.N. The econometric modeling of financial time series. N.Y.: Cambridge University Press, 2008. DOI: 10.1017/CBO9780511817380.
17. Holt C.C. Forecasting seasonals and trends by exponentially weighted moving averages // *International Journal of Forecasting*. 2004. No 20. P. 5–10. DOI: 10.1016/j.ijforecast.2003.09.015.
18. Chatfield C., Yar M. Holt–Winters forecasting: Some practical issues // *The Statistician*. 1988. No 37. P. 129–140. DOI: 10.2307/2348687.
19. Dolado H., Jenkinson T., Sosvilla-Rivero S. Cointegration and unit roots // *Journal of Economic Surveys*. 1990. No 4. P. 243–273.
20. Zivot E., Andrews D. Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis // *Journal of Business and Economic Statistics*. 1992. No 10. P. 251–287.
21. Perron P. Further evidence from breaking trend functions in macroeconomic variables // *Journal of Econometrics*. 1997. No 80. P. 355–385. DOI: 10.1016/S0304-4076(97)00049-3.
22. Clemente J., Montanes A., Reyes M. Testing for a unit root in variables with a double change in the mean // *Economics Letters*. 1998. No 59. P. 175–182.
23. Lee J., Strazicich M.C. Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks // *The Review of Economics and Statistics*. 2003. Vol. 85. No 4. P. 1082–1089. DOI: 10.1162/003465303772815961.

24. Lee J., Strazicich M.C. Minimum LM unit root test with one structural break // *Economics Bulletin*. 2013. Vol. 33. No 4. P. 2483–2492.
25. Johansen S. Statistical analysis of cointegration vectors // *Journal of Economic Dynamics and Control*. 1988. No 12. P. 231–254. DOI: 10.1016/0165-1889(88)90041-3.
26. Trenkler C. Bootstrapping systems cointegration tests with a prior adjustment for deterministic terms // *Computational Statistics*. 2008. Vol. 23. No 1. P. 19–39. DOI: 10.1017/S0266466608090087.
27. Doornik J.A., Hansen H. An omnibus test for univariate and multivariate normality // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 2008. No 70. P. 927–939. DOI: 10.1111/j.1468-0084.2008.00537.x.
28. Lütkepohl H. *New introduction to multiple time series analysis*. N.Y.: Springer–Verlag, 2007. DOI: 10.1017/S0266466606000442.
29. Schumacher C. Forecasting German GDP using alternative factor models based on large datasets // *Journal of Forecasting*. 2007. No 26. P. 271–302. DOI: 10.1002/for.1026.
30. Stock J.H., Watson M.W. Phillips curve inflation forecasts // *Understanding inflation and the implications for monetary policy* / Eds. J. Fuhrer, Y.K. Kodrzycki, J.S. Little, G.P. Olivei. Cambridge: MIT Press, 2009. P. 99–184. DOI: 10.2307/23274814.
31. Турунцева М. Оценка качества прогнозов: простейшие методы // *Российское предпринимательство*. 2011. № 8–1. С. 50–56.
32. Diebold F., Mariano R. Comparing predictive accuracy // *Journal of Business and Economic Statistics*. 1995. Vol. 13. P. 253–263. DOI: 10.1080/07350015.1995.10524599.

Об авторах

Копнова Елена Дмитриевна

кандидат технических наук;

доцент, департамент статистики и анализа данных, факультет экономических наук, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», 101000, г. Москва, ул. Мясницкая, д. 20;

E-mail: ekopnova@hse.ru

ORCID: 0000-0002-8429-141X

Родионова Лилия Анатольевна

кандидат экономических наук;

доцент, департамент статистики и анализа данных, факультет экономических наук, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», 101000, г. Москва, ул. Мясницкая, д. 20;

E-mail: lrodionova@hse.ru

ORCID: 0000-0002-0310-6359

Modeling globalization processes taking into account structural changes, using Algeria as an example

Elena D. Kopnova

E-mail: ekopnova@hse.ru

Lilia A. Rodionova

E-mail: lrodionova@hse.ru

National Research University Higher School of Economics

Address: 20, Myasnitskaya Street, Moscow 101000, Russia

Abstract

This work is devoted to modeling globalization processes, taking into account the dynamic links between them and structural changes in the trend parameters. Its relevance is due to the fact that most of the work on this topic is devoted to studying the impact of globalization on individual indicators of socio-economic development, and not enough attention is paid to studying the formation of the General trend of globalization, the interaction of its components.

The latter is particularly important for developing countries, which are characterized by a strong heterogeneity of these components in the structure of globalization, as well as a marked variability of parameters in their trends. We proposed an approach of cointegration analysis of globalization processes taking into account structural shifts in the trends of these processes. As an example of the implementation of this approach, we consider modeling the dynamics of the components of the KOF globalization index for Algeria during the period 1970–2015. The stationarity of the series was tested using unit root tests with structural breaks: Andrews–Zivot and Perron tests for a series with one structural break, and Clemente–Montanes–Reyes and Lee Strazicich tests for series with one or two structural breaks. The Johansen test for small samples taking into account exogenous variables was used for cointegration testing. The presence of dynamic relationships was confirmed by comparing forecasts for the vector error correction model and one-dimensional models of processes using the Dibold–Mariano test. Interpretation of models was based on estimates of the impulse response function and the Cholesky decomposition of prediction error. The results show that the formation of the KOF Globalisation Index for Algeria is largely due to the mutual influence of its components. The dynamics of political and economic globalization are formed as a result of mutual changes in the sphere of external economic and political relations. The role of international cooperation in the social sphere for the other two components of globalization in Algeria is small. At the same time, the dynamics of social globalization is determined by its own components. The proposed modeling methodology can be applied to the study of globalization processes in other countries of the world in order to justify political decision-making.

Key words: KOF Globalisation Index; cointegration model; vector error correction model; structural breaks; impulse response functions; Cholesky decomposition.

Citation: Kopnova E.D., Rodionova L.A. Modeling globalization processes taking into account structural changes, using Algeria as an example. *Business Informatics*, vol. 14, no 1, pp. 62–74. DOI: 10.17323/2587-814X.2020.1.62.74

References

- Weiß J., Sachs A., Weinelt H. (2018) *Globalization report 2018. Who benefits most from globalization*. Available at: <https://www.bertelsmann-stiftung.de/en/publications/publication/did/globalization-report-2018/> (accessed 20 April 2019).
- Sufian F., Kamarudin F. (2016) The impact of globalization on the performance of banks in South Africa. *Review of International Business and Strategy*, vol. 26, no 4, pp. 517–542. DOI: 10.1108/ribs-02-2016-0003.
- Abramova I.O. (2010) *Population of Africa in the new global economy*. Moscow: Institute of African Studies, Russian Academy of Sciences (in Russian).
- United Nations Department of Economic and Social Affairs (2009). *World population prospects 2009*. Washington, pp. 44–48.
- Kabbaj O. (2003) *The challenge of African development*. New York: Oxford University Press.
- Gromoglasova E.S. (2015) Globalization and public protest. *International Trends*, no 4 (43), pp. 57–73 (in Russian). DOI: 10.17994/IT.2015.13.4.43.4.
- Vasiliev A.M., ed. (2014) *“The Arab crisis” and its international consequences*. Moscow: LENAND (in Russian).
- Malysheva D.B., Rogozhin A.A., eds. (2012) *Asia and Africa in the modern world politics*. Moscow: IMEMO, Russian Academy of Sciences (in Russian).
- Nwakanma P.C., Ibe R.C. (2014) Globalization and economic growth. An econometric dimension drawing evidence from Nigeria. *International Review of Management and Business Research*, vol. 3, no 2, pp. 771–778.
- Ben Salha O. (2013) Labour market outcomes of economic globalisation in Tunisia: a preliminary assessment. *The Journal of North African Studies*, vol. 18, no 2, pp. 349–372. DOI: 10.1080/13629387.2012.739822.
- Atif S.M., Srivastav M., Sauytbekova M., Arachchige U.K. (2012) *Globalization and income inequality: A panel data analysis of 68 countries*. MPRA Paper No 42385, University of Sydney. Available at: <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/42385/> (accessed 20 April 2019).
- Simplice A. (2013) Globalization and Africa: Implications for human development. *International Journal of Development Issues*, vol. 12, no 3, pp. 213–238. DOI: 10.2139/ssrn.2493238.
- Maddala G.S., Kim I.-M. (1998) *Unit roots, cointegration, and structural change*. Cambridge, UK: Cambridge University Press. DOI: 10.1017/CBO9780511751974.
- Gygli S., Haelg F., Potrafke N., Sturm J.-E. (2019) The KOF Globalisation Index – revisited. *Review of International Organizations*, no 14, pp. 1–32. DOI: 10.1007/s11558-019-09357-x.
- Virabov A.G. (2001) *Algeria: The crisis of power (the crisis of the social system of Algeria and the prospects for its liberalization)*. Moscow: IIBV.
- Mills T.C., Markellos R.N. (2008) *The econometric modeling of financial time series*. New York: Cambridge University Press. DOI: 10.1017/CBO9780511817380.
- Holt C.C. (2004) Forecasting seasonals and trends by exponentially weighted moving averages. *International Journal of Forecasting*, no 20, pp. 5–10. DOI: 10.1016/j.ijforecast.2003.09.015.
- Chatfield C., Yar M. (1988) Holt–Winters forecasting: Some practical issues. *The Statistician*, no 37, pp. 129–140. DOI: 10.2307/2348687.
- Dolado H., Jenkinson T., Sosvilla-Rivero S. (1990) Cointegration and unit roots. *Journal of Economic Surveys*, no 4, pp. 243–273.
- Zivot E., Andrews D. (1992) Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, no 10, pp. 251–287.

21. Perron P. (1997) Further evidence from breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics*, no 80, pp. 355–385. DOI: 10.1016/S0304-4076(97)00049-3.
22. Clemente J., Montanes A., Reyes M. (1998) Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. *Economics Letters*, no 59, pp. 175–182.
23. Lee J., Strazicich M.C. (2003) Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 85, no 4, pp. 1082–1089. DOI: 10.1162/003465303772815961.
24. Lee J., Strazicich M.C. (2013) Minimum LM unit root test with one structural break. *Economics Bulletin*, vol. 33, no 4, pp. 2483–2492.
25. Johansen S. (1988) Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, no 12, pp. 231–254. DOI: 10.1016/0165-1889(88)90041-3.
26. Trenkler C. (2008) Bootstrapping systems cointegration tests with a prior adjustment for deterministic terms. *Computational Statistics*, vol. 23, no 1, pp. 19–39. DOI: 10.1017/S0266466608090087.
27. Doornik J.A., Hansen H. (2008) An omnibus test for univariate and multivariate normality. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, no 70, pp. 927–939. DOI: 10.1111/j.1468-0084.2008.00537.x.
28. Lütkepohl H. (2007) *New introduction to multiple time series analysis*. New York: Springer–Verlag. DOI: 10.1017/S0266466606000442.
29. Schumacher C. (2007) Forecasting German GDP using alternative factor models based on large datasets. *Journal of Forecasting*, no 26, pp. 271–302. DOI: 10.1002/for.1026.
30. Stock J.H., Watson M.W. (2009) Phillips curve inflation forecasts. *Understanding inflation and the implications for monetary policy* (eds. J. Fuhrer, Y.K. Kodrzycki, J.S. Little, G.P. Olivei). Cambridge: MIT Press, pp. 99–184. DOI: 10.2307/23274814.
31. Turuntseva M. (2011) Evaluation of the quality of forecasts: the simplest methods. *Russian Journal of Entrepreneurship*, no 8–1, pp. 50–56 (in Russian).
32. Diebold F., Mariano R. (1995) Comparing predictive accuracy. *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 13, pp. 253–263. DOI: 10.1080/07350015.1995.10524599.

About the authors

Elena D. Kopnova

Cand. Sci. (Tech.);

Associate Professor, Department of Statistics and Data Analysis, Faculty of Economic Sciences,
National Research University Higher School of Economics,
20, Myasnitskaya Street, Moscow 101000, Russia;

E-mail: ekopnova@hse.ru

ORCID: 0000-0002-8429-141X

Lilia A. Rodionova

Cand. Sci. (Econ.);

Associate Professor, Department of Statistics and Data Analysis, Faculty of Economic Sciences,
National Research University Higher School of Economics,
20, Myasnitskaya Street, Moscow 101000, Russia;

E-mail: lrodionova@hse.ru

ORCID: 0000-0002-0310-6359