

Прикладная эконометрика, 2020, т. 60, с. 80–101.

Applied Econometrics, 2020, v. 60, pp. 80–101.

DOI: 10.22394/1993-7601-2020-60-80-101

Е. Д. Копнова, Л. А. Родионова<sup>1</sup>

## Глобализация и социально-экономическое развитие в России

*Работа посвящена моделированию динамической связи глобализации и уровня социально-экономического развития в России. Рассматриваются векторные модели коррекции ошибок с учетом структурных сдвигов в параметрах трендов для коротких временных рядов. В качестве меры глобализации и ее составляющих используется система КОФ-индекса глобализации, позволяющая анализировать отдельные глобализационные процессы в экономике, социальной сфере и политике. Результаты расчетов сравниваются с аналогами для Швейцарии и Нидерландов. Обоснована двунаправленность указанной связи, выявлена приоритетность в ней информационной и финансовой составляющих глобализации. Показано более заметное, чем в высокоглобализированных странах, влияние глобализации на уровень социально-экономического развития. Определены соотношения между фактическими и институциональными составляющими глобализации.*

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

**JEL classification:** C51; F02; E10.

### Введение

Глобализация является важнейшим фактором общественного прогресса. Она способна почти на треть обусловить прирост мирового ВВП на душу населения (Weiß et al., 2018). В России глобализация исторически предопределена географическим положением страны на пересечении торговых путей, масштабом территории, богатством природных ресурсов. Международная интеграция, охватывая сейчас все сферы общественной жизни, требует к себе пристального внимания для понимания механизмов ее формирования и роли в формировании общественного благосостояния. При этом заметный прогресс в развитии статистической методологии измерения глобализации расширяет возможности ее системного анализа и изучения влияния на социально-экономическое развитие. В данной работе приводятся результаты моделирования динамических связей интегральных показателей экономической, социальной и политической глобализации и уровня валового национального дохода России с использованием КОФ-индекса глобализации, существенно переработанного и дополненного в последней редакции 2018 г.

<sup>1</sup> Копнова Елена Дмитриевна — Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Москва; [ekopnova@hse.ru](mailto:ekopnova@hse.ru).

Родионова Лилия Анатольевна — Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Москва; [lrodionova@hse.ru](mailto:lrodionova@hse.ru).

## 1. Глобализация: определение, измерение, состояние исследований

Глобализация определяется усилением экономических, социальных и политических взаимодействий стран и народов вне зависимости от национальных границ (Akhter, 2004). Экономическая глобализация характеризуется интеграцией торговых и инвестиционных потоков, сближением рынков и развитием межнациональных корпораций. Социальная глобализация выражается в развитии коммуникативных технологий, международных культурных центров, персональных контактов. Политическая глобализация проявляется в деятельности организаций, которые в соответствии с принципами международного права позволяют объединить силы стран мира в борьбе с глобальными проблемами.

К положительным эффектам глобализации относят оптимизацию производства за счет межстранового разделения труда и доступа к инновациям (Tsai, 2007), диверсификацию финансовых рисков с привлечением иностранных инвестиций (Ghosh, 2017), повышение уровня развития человеческого капитала вследствие развития информационных технологий и международной системы образования (Manuyika et al., 2016). Главной проблемой глобализации исследователи обычно называют увеличение неравенства в доходах населения (Bergh, Nilsson; 2010). Среди негативных эффектов выделяют также риски экономической безопасности (Крылова, 2016), в том числе продовольственной (Крапчина, Котова, 2014), нарушение прав человека (Dreher et al., 2012), потерю этнической идентичности (Яницкий, 2019), усиление геополитических конфликтов (Громогласова, 2015). Следует отметить заметную неоднозначность отношения российских исследователей к проблеме глобализации. Наряду с оптимистичными работами, в которых предлагаются конструктивные пути встраивания экономики России в мировую хозяйственную систему (Князев, 2015; Булатов, 2017; Оболенский, 2018), есть работы с преимущественно негативным отношением к глобализации (Крылова, 2016; Алтухов, 2018).

Для измерения глобализации используют системы индексов, отражающие ее структуру, см. например, (Черкашина, 2011). Наиболее популярной из них является система KOF-индекса глобализации Швейцарского экономического института<sup>2</sup>. Появление в 2018 г. последней редакции методологии его расчета с кардинальным расширением структуры и информационной базы существенно расширило возможности исследования проблем глобализации (Gygli et al., 2019). Кроме интегрального показателя, в системе этого индекса содержатся субиндексы экономической, социальной и политической глобализации, которые в свою очередь разделены на отдельные составляющие. Экономический субиндекс включает субиндексы торговой и финансовой глобализации, социальный субиндекс — персональной, информационной и культурной глобализации. Каждый из этих показателей разделен еще на категории де-факто и де-юре. Показатели де-факто измеряют фактические потоки между странами (например, величину импорта), в то время как де-юре — их институциональные возможности (например, налоги на импорт). Каждый показатель формируется по данным мировой официальной статистики с 1970 г., публикуется с запаздыванием на два года, измеряется по 100-балльной шкале. Всего используется 42 переменные, для расчета применяется метод главных компонент, а также метод панельной нормализации<sup>3</sup>.

<sup>2</sup> KOF (Konjunkturforschungsstelle) Globalisation Index: <https://www.kof.ethz.ch/en/forecasts-and-indicators/indicators/kof-globalisation-index.html>.

<sup>3</sup> Структура KOF-индекса с указанием весов отдельных показателей приведена в Приложении (табл. П1).

По данным 2018 г. в рейтинге КОФ-индекса глобализации лидируют Швейцария и Нидерланды (1 и 2 место), занимая высокие позиции по всем трем субиндексам (8 и 2 — по экономическому, 4 и 18 — по социальному, 8 и 4 — по политическому). Россия занимает 49-е место, попадая в предпоследнюю строчку первого квартиля, рассчитанного по 196 странам мира. При этом попадание в этот квартиль достигается за счет политической глобализации (14-е место), поскольку по двум другим составляющим Россия заметно отстает, занимая 113-е и 89-е места по уровню экономической и социальной глобализации.

Несмотря на интерес философов, политологов, социологов и экономистов к феномену глобализации, работы по данной теме часто ограничены отсутствием результатов статистического анализа, подразумевающего изучение структуры глобализационного процесса, связи между его отдельными компонентами, а также роли каждого из них в формировании общественного благосостояния. К наиболее интересным исследованиям влияния глобализации на социально-экономическое развитие с применением эконометрического инструментария относятся работы (Rajan, Zingales, 2003; Baltagi et al., 2009; Tovar-García, 2012; Atif et al., 2012; Law et al., 2014; Le et al., 2016; Muye, Muye, 2017). Обычно применяются модели, оцениваемые по панельным данным. Глобализация в анализе характеризуется как отдельными натуральными показателями, так и синтетическими индексами.

Следует отметить, что официальная методика измерения уровня глобализации с помощью индексов для отдельно взятой страны до последнего времени не позволяла в полной мере провести статистический анализ ее феномена. В России статистические исследования с использованием интегральных индексов глобализации фактически не проводились, возможно из-за того, что официальная информация по ним доступна лишь с 1990 г.<sup>4</sup> С учетом указанной реорганизации КОФ-индекса глобализации в 2018 г., а также возможности применения методов статистического анализа коротких временных рядов, в данной статье проанализированы общие тенденции глобализации в России и определено направление связей между уровнем экономического развития и глобализацией. Были выдвинуты две основные задачи. Первая — исследовать связь глобализации (как в целом, так и ее составляющих) с уровнем экономического развития. И вторая — проанализировать взаимовлияние процессов де-факто и де-юре в структуре глобализации.

## 2. Данные

В качестве показателя уровня экономического развития был взят индекс дохода, полученный на основе логарифма валового национального дохода (ВНД) на душу населения по паритету покупательной способности (ППС) в ценах 2011 г. в долларах США<sup>5</sup> и измеренный по 100-балльной шкале. Показатель рассчитывался как отношение логарифма индекса роста ВНД к логарифму его максимального значения<sup>6</sup>. Минимальное значение ВНД принималось равным 100 долларов, как минимальное фиксируемое в официальной статистике. Максимальное же значение устанавливалось равным 75000 долларов в соответствии

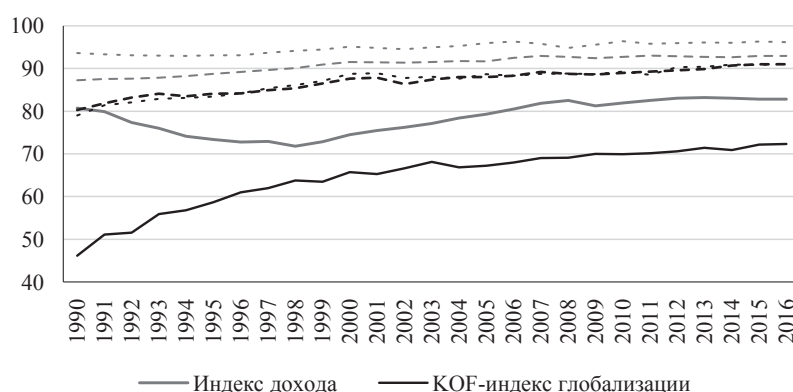
<sup>4</sup> Однако данные по России использовались в других исследованиях. В частности, в (Muye, Muye, 2017) анализировались панельные данные по блоку стран BRICS.

<sup>5</sup> <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GNP.PCAP.PP.KD?view=chart>.

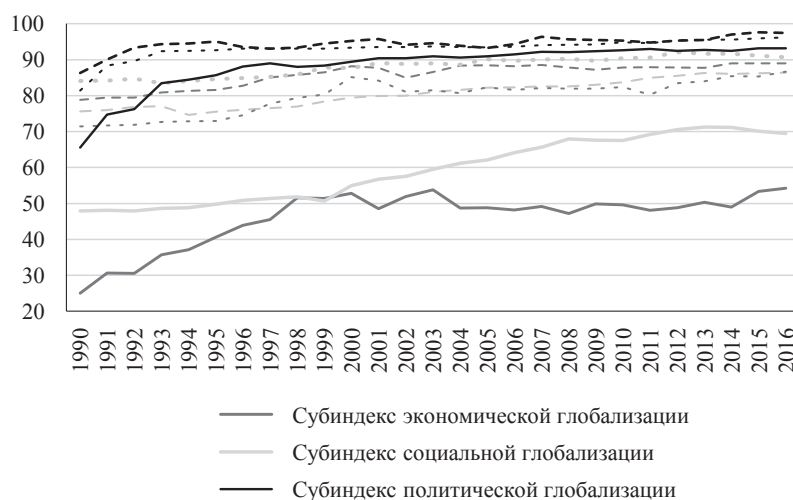
<sup>6</sup> Индекс дохода =  $\ln(\text{ВНД}/\text{ВНД}_{\min}) / \ln(\text{ВНД}_{\max}/\text{ВНД}_{\min}) \times 100$ .

с феноменом неизменности уровня благосостояния для стран с более высоким уровнем ВНД (Kahneman, Deaton, 2014). Глобализация измерялась КОФ-индексом глобализации и его составляющими. Все показатели рассматривались за период с 1990 по 2016 г. Для сравнения использовались аналогичные данные для высокоглобализованных Швейцарии и Нидерландов, которые заметно превосходят Россию и по уровню социально-экономического развития. Так, в рейтинге 2016 г. по указанному показателю ВНД эти страны занимают, соответственно, 9 и 16-ю позиции, Россия же — только 56-ю.

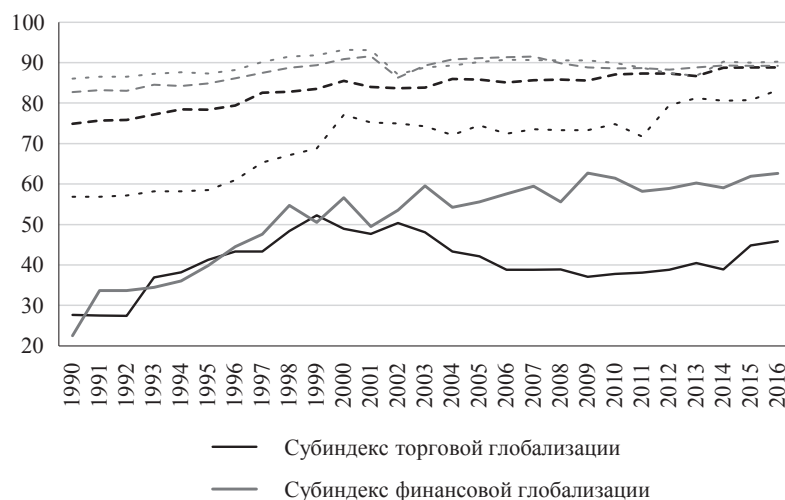
На рисунках 1–4 приведены графики анализируемых временных рядов. Сплошными линиями на них и на рис. 5 показаны данные для России, точками и штрихами — для Швейцарии и Нидерландов. Следует отметить, что для всех этих стран КОФ-индексу глобализации присуща тенденция роста (рис. 1), и наиболее отчетливо она проявляется для России. Из рисунков, кроме превосходства Швейцарии и Нидерландов по всем рассматриваемым показателям, видно, что в России они гораздо более вариативны, траекториям развития



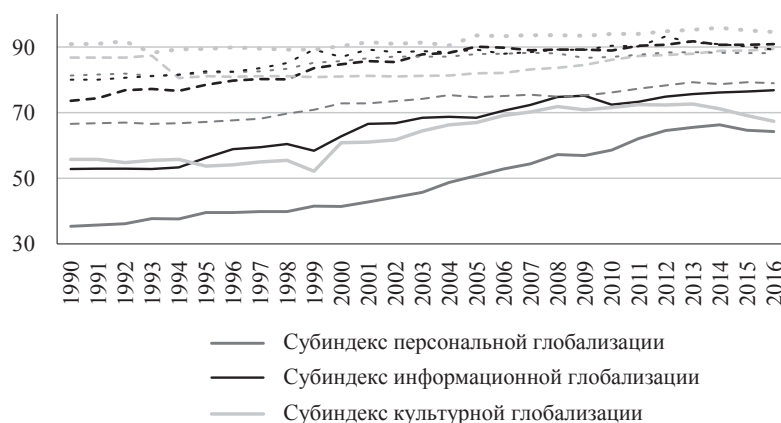
**Рис. 1.** Индекс дохода и КОФ-индекс глобализации в России, Швейцарии и Нидерландах



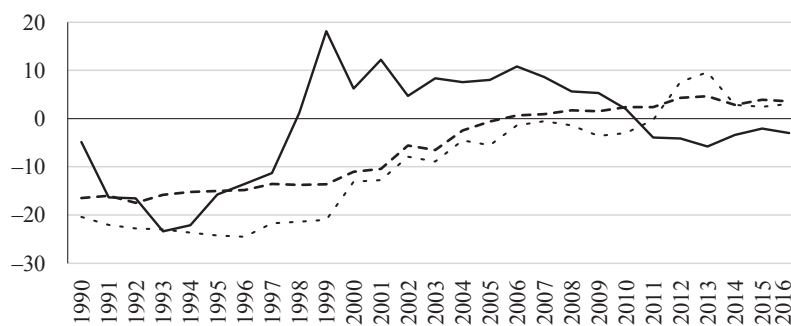
**Рис. 2.** Субиндексы КОФ-индекса глобализации в России, Швейцарии и Нидерландах



**Рис. 3.** Субиндексы экономической глобализации в России, Швейцарии и Нидерландах



**Рис. 4.** Субиндексы социальной глобализации в России, Швейцарии и Нидерландах



**Рис. 5.** Разность между экономическими субиндексами де-факто и де-юре для КОФ-индекса глобализации в России, Швейцарии и Нидерландах

присуща значительная изменчивость тенденций. Хорошо заметно, что высокоглобализированные страны имеют более однородную структуру КОФ-индекса (рис. 2). При том, что по уровню политической глобализации рассматриваемые страны близки, Россию существенно отличает от них низкий уровень экономической глобализации. В структуре экономической глобализации России превалирует доля финансовой глобализации (рис. 3), а в структуре социальной (рис. 4) — доля информационной глобализации. Заметим также, что отмеченной вариативности временных рядов соответствует сильная изменчивость соотношения между их составляющими де-факто и де-юре, особенно заметная для экономической глобализации (рис. 5).

### 3. Методология

В основу методики исследования была положена идея коинтеграционного анализа случайных процессов с применением векторной модели коррекции ошибок (Vector Error Correction Model, VECM) (Mills, 2008) с учетом наличия структурных сдвигов в ее параметрах. Было построено четыре модели VECM связи индекса дохода (gni) с показателями глобализации:

- 1) КОФ-индексом глобализации (kof);
- 2) субиндексами экономической (ec), социальной (soc) и политической (pol) глобализации;
- 3) субиндексами торговой (tr) и финансовой (fi) глобализации;
- 4) субиндексами персональной (per), информационной (inf) и культурной (cul) глобализации.

Кроме того, тестировались четыре аналогичные модели (далее модели 5–8) связи между показателями де-факто и де-юре для КОФ-индекса и трех его составляющих (переменные обозначены с добавлением символов *\_df*, *\_dj*)<sup>7</sup>.

Модель в общем виде может быть записана следующим образом:

$$\Delta X_t = \mu_t + \alpha \beta' X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \Gamma_j \Delta X_{t-j} + U_t, \quad t = 1, 2, \dots, T.$$

Компонентами вектора  $X_t$  являются процессы, анализируемые в работе. Для каждого из этих процессов вектор  $\mu_t$  содержит детерминированные составляющие: тренд, константу, фиктивные переменные.  $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ ,  $\alpha = \|\alpha_{ij}\|_{k \times r}$ ,  $\beta = \|\beta_{ij}\|_{k \times r}$ ,  $\Gamma_j = \|\gamma_{is}\|_{k \times k}$ ,  $r$  — ранг коинтеграции,  $k$  — число коинтегрируемых процессов,  $U_t$  — вектор ошибок:

$$U \sim N(0, I_T \otimes \Sigma_u), \quad U = (U_1, \dots, U_T), \quad \Sigma_u = \|\sigma_{ij}\|_{k \times k}, \quad \text{cov}[U_{it}, U_{js}] = \begin{cases} \sigma_{ij}, & t = s, \\ 0, & t \neq s. \end{cases}$$

Для каждого временного ряда применялись тесты на наличие единичного корня характеристического уравнения соответствующего процесса с учетом структурных сдвигов. При этом тренд и константа рассматривались аналогично тому, как это делается в процедуре (Dolado et al., 1990) без учета структурных сдвигов. Использовались тесты Перрона (Р-тест) (Perron, 1997) для ряда с одним структурным сдвигом, а также CMR-тест (Clemente et al., 1998) и LS-тест (Lee, Strazicich, 2003, 2013) для ряда с одним или двумя структурными

<sup>7</sup> Обозначения переменных и моделей приведены в таблицах П2, П3 Приложения.



сдвигами. Для оценки параметров коинтеграционного соотношения и модели коррекции ошибок применялся подход Йохансена (Johansen, 1988). При тестировании на коинтеграцию использовалась модификация теста Йохансена для коротких выборок, предусматривающая наличие в модели детерминированных переменных и определяющая распределение тестовой статистики методом бутстрапа (Trenkler, 2009). Модели VECM оценивались с включением фиктивных переменных, соответствующих структурным сдвигам, только в краткосрочное соотношение. Выбор фиктивных переменных определялся по результатам тестов на стационарность, при визуальном анализе графиков с учетом значимости оценок коэффициентов при этих переменных. В долгосрочном соотношении учитывались тренд и константа. Оптимальная спецификация моделей подбиралась на основе критерия Шварца и соответствия модели ее предположениям. Остатки моделей тестировались на отсутствие автокорреляции и соответствие нормальному закону распределения (многомерные аналоги LM-теста Breush–Godfrey и Jarque–Bera). Для остатков модели VEC применялась ортогонализация (Doornik, Hansen, 2008).

Для дополнительной проверки качества модели и наличия динамических связей между рассматриваемыми процессами модель сравнивалась с одномерными моделями ARIMA (Mills, 2008) и двухпараметрической моделью Holt–Winters (HW) (Holt, 2004) по критерию минимума среднеквадратической ошибки (RMSE) внутривыборочного прогноза на один год<sup>8</sup>. Использовалась методика (Diebold, Mariano, 1995) с поправкой на малый объем выборки (Harvey et al., 1997).

Характеристика долгосрочных динамических связей для коинтегрированных процессов определялась с использованием тестирования переменных на слабую экзогенность относительно параметров модели коррекции ошибок. Для этого анализировалась статистическая значимость оценок компонент корректирующей матрицы  $\alpha$ , поскольку незначимость оценки  $\alpha_{ij}$  означает, что при отклонении процессов от долгосрочного равновесия соответствующая  $i$ -я переменная не корректируется. Для выводов о строгой экзогенности использовался подход (Toda, Yamamoto, 1995) с выбором числа лагов в тестовой модели по критерию Шварца. Степень воздействия анализируемых процессов на каждый отдельный процесс измерялась с использованием декомпозиции дисперсии его ошибки прогноза, в котором в рекурсивном порядке причинности по Вольду (Wold-causality) данный выбранный процесс занимал последнюю позицию (Lütkepohl, 2007). В качестве меры воздействия для каждого отдельного процесса рассматривалась соответствующая ему доля оценки дисперсии ошибки прогноза, максимальная за 10 лет. Учитывались также знаки статистически значимых оценок соответствующих функций импульсного отклика. Принимались во внимание как постоянные (permanent), так и временные (transitory) эффекты шоков (Juselius, 2006), определяемые на основе разложения Beveridge–Nelson (Beveridge, Nelson, 1981)<sup>9</sup> нестационарного процесса.

<sup>8</sup> При вычислении RMSE учитывались оценки прогнозных значений процесса на один период  $\tilde{X}_{t+1} = E[X_{t+1}|X_t]$ , рассчитанные на основе оценки модели с учетом всего временного ряда.

<sup>9</sup> Разложение Beveridge–Nelson позволяет представить интегрированный процесс первого порядка в форме суммы детерминированного тренда (включая фиктивные переменные), стохастического тренда и стационарного процесса, так что наряду с временными (затухающими) эффектами от шоков, определяемыми на основе стационарного процесса, в VECM учитывается еще постоянный эффект, определяемый коэффициентом при стохастическом тренде.

#### 4. Результаты

Использование тестов Dickey–Fuller (ADF), Phillips–Perron (PP), Kwiatkowski–Schmidt–Shin (KPSS) на стационарность (Mills, 2008) без учета структурных сдвигов для относительно коротких рядов ожидаемо дало противоречивые результаты. В таблице 1 в качестве примера приведены некоторые результаты тестирования для КОФ-индекса глобализации и индекса дохода. Из таблицы, в частности, видно, что тесты ADF и PP указывают (на уровне значимости 0.05) на стационарность kof, а тест KPSS — на его нестационарность.

**Таблица 1.** Результаты тестирования на стационарность КОФ-индекса глобализации России и индекса дохода без учета структурных сдвигов (на уровне значимости 0.05)

	ADF, <i>t</i> -статистика			PP, <i>t</i> -статистика			KPSS, LM-статистика		
	kof	gni	<i>T</i> -критерий	kof	gni	<i>T</i> -критерий	kof	gni	$\chi^2$ -критерий
Тренд		–3.114	–3.658		–3.028	–3.595	0.195	0.139	0.146
Константа	–6.588		–2.986	–7.785		–2.981			

*Примечание.* Значения тестовых статистик указаны для случаев, когда в тестовом уравнении оценки коэффициентов при тренде (для уравнений с трендом и константой) или константе (для уравнений только с константой) статистически значимы (на уровне 0.05).

В таблице 2 приведены результаты подобного анализа с учетом структурных сдвигов для случая аддитивного структурного сдвига в константе и включения в тестовую регрессию тренда и константы. Из таблицы видно, что *P*-, *LS*- и *CMR*-тесты не отвергают нулевую гипотезу о нестационарности процессов в предположении как одного, так и двух структурных сдвигов (на уровне значимости 0.05), хотя не совсем однозначно определяют моменты сдвигов.

**Таблица 2.** Результаты тестирования на стационарность КОФ-индекса глобализации России и индекса дохода с учетом структурных сдвигов (на уровне значимости 0.05)

		P-тест		LS-тест		CMR-тест	
		kof	gni	kof	gni	kof	gni
Один сдвиг	<i>T</i> -статистика	–3.792	–4.110	–2.041	–2.062	–3.307	–3.145
	<i>T</i> -критическое	–4.859		–3.487		–3.560	
	<i>T</i> -статистика для сдвига	4.990	3.632	2.470	–3.225	8.481	4.423
	Момент сдвига	1995	2005	2002	1997	1997	2009
Два сдвига	<i>T</i> -статистика	—	—	–2.298	–2.767	–3.955	–1.832
	<i>T</i> -критическое	—	—	–3.563		–5.490	
	<i>T</i> -статистика для первого сдвига	—	—	2.207	–3.453	7.526	–1.722
	<i>T</i> -статистика для второго сдвига	—	—	1.763	2.831	2.867	4.817
	Моменты сдвигов	—	—	2002, 2005 1997, 2009 1997, 2008 1991, 2009			

*Примечание.* Максимальное число лагов в тестовом уравнении равно пяти. В тестах *LS* и *CMR* уровень урезания выборки составлял 10%.

Результаты тестирования первых разностей для всех рядов 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.



Тестирование на коинтеграцию выявило наличие долгосрочной динамической связи между показателями, исследуемыми в рамках восьми указанных выше моделей, за исключением индексов де-факто и де-юре социальной глобализации. В таблице 3 в качестве примера приведены результаты теста Йохансена для индекса дохода и субиндексов глобализации. Из таблицы видно, что учет малого объема выборки и наличия структурных сдвигов позволяет определить (на уровне значимости 0.05) одно коинтеграционное соотношение, в то время как асимптотическая статистика указывает на наличие трех.

**Таблица 3.** Результаты тестирования на коинтеграцию индекса дохода и субиндексов глобализации, критерий следа (trace-test),  $P$ -значения

Ранг коинтеграции	Асимптотическая статистика	Бутстрапированная статистика
0	0.000	0.025
1	0.001	0.154
2	0.033	0.363
3	0.543	0.906

*Примечание.* При бутстрапировании использовалась 1000 репликаций. В модель коррекции ошибок включались импульсные фиктивные переменные, соответствующие моментам сдвигов в 1998, 1995, 2009 гг.

VECM для указанных процессов (модель 2) оценивалась с учетом одного коинтеграционного соотношения, и в табл. 4 для нее представлены некоторые результаты оценивания краткосрочной связи как пример результатов идентификации используемых в работе моделей. Из таблицы видно, что оценки коэффициентов при переменных, соответствующих структурным сдвигам в тенденциях индексов, статистически значимы, что указывает на необходимость их учета в анализе. На рис. П1 Приложения показаны точки структурных сдвигов, учтенные в модели.

**Таблица 4.** Результаты оценивания модели краткосрочной динамической связи индекса дохода и процессов глобализации (модель 2)

	$\Delta gni_t$	$\Delta ec_t$	$\Delta pol_t$	$\Delta soc_t$
$\beta' Y_{t-1}$	0.19***	0.30	0.61***	0.19
$\Delta gni_{t-1}$	0.45***	-1.02	-0.36**	1.35***
$\Delta ec_{t-1}$	-0.01	-0.38*	0.01	0.05
$\Delta pol_{t-1}$	-0.17**	-0.33	-0.70***	-0.28*
$\Delta soc_{t-1}$	-0.23**	-0.40	0.37***	-0.32
Const	0.70**	3.58*	4.72***	3.48***
Trend	-0.01	-0.12	-0.23***	-0.15***
$DU_{2009}$	-1.77***	2.38***	-0.30	-0.83
$DU_{1998}$	-1.88***	5.23**	-2.31***	-1.28
$DU_{1995}$	-0.01	-0.97	-3.25***	0.87

*Примечание.* Уровень значимости оценки параметров: \*, \*\*, \*\*\* — 10, 5, 1% соответственно. Оценки коэффициентов для  $\beta' Y_{t-1}$  представлены для нормализации  $\beta$  на оценку коэффициента при  $gni_t$ .  $DU_{it}$  — импульсная фиктивная переменная, равная 1 в момент  $t_B$  структурного сдвига.

Модель достаточно хорошо соответствует данным, поскольку гипотезы о корректности ее спецификации не отвергаются. Так,  $P$ -значение для  $\chi^2$ -статистики при проверке гипотезы о нормальном распределении остатков составило 0.113, а для  $F$ -статистики<sup>10</sup> об отсутствии сериальной корреляции остатков до второго порядка включительно — 0.869.

В подтверждение вывода об адекватности модели свидетельствует ее достаточно высокая объясняющая способность по сравнению с одномерными моделями для индекса дохода и моделью 1 парной связи. В таблице 5 приводятся результаты сравнительного анализа качества моделей по критерию RMSE для внутривыборочного прогноза gpi на один год. На пересечении строк и столбцов указаны  $P$ -значения  $T$ -статистики теста Diebold–Mariano. В качестве дифференциала потерь (loss-differential) в этом тесте для всех пар моделей использовалась разность квадратов остатков. Гипотеза о нестационарности каждого из дифференциалов потерь отвергалась на уровне значимости 0.01, для проверки гипотезы использовался ADF-тест. Из таблицы видно, что прогнозы по одномерным моделям хуже, значимо (на уровне 0.1) отличаются от многомерных, а между собой отличаются незначимо. Прогнозы по многомерным моделям между собой тоже отличаются незначимо, но ошибка для модели 2 меньше.

**Таблица 5.** Результаты сравнительного анализа качества моделей

	HW	ARIMA	VECM, модель 1	VECM, модель 2
RMSE	0.866	0.661	0.315	0.280
HW		0.184	0.036	0.037
ARIMA(2,1,0)			0.052	0.067
VECM, модель 1				0.537

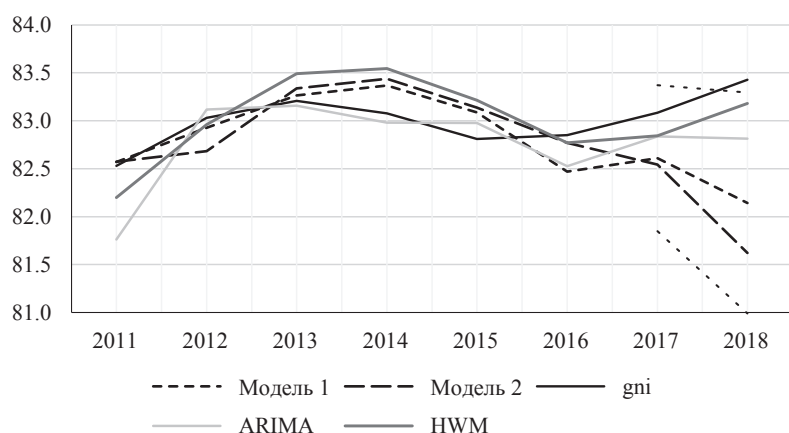
*Примечания.* Спецификация модели ARIMA подобрана по критерию Шварца, включала те же фиктивные переменные, что и модель 2, и не включала константу и тренд. Гипотезы об отсутствии автокорреляции остатков модели и их соответствии нормальному закону распределения не отвергались на уровне значимости 0.05.

На рисунке 6 показаны прогнозные значения gpi с 2011 по 2018 г. Видно, что вневыборочные прогнозы gpi на 2017 г. по всем моделям отличаются несущественно и близки к его истинному значению, однако для 2018 г. прогнозы, связанные с глобализацией, менее точны, что указывает на некоторую неустойчивость ее влияния<sup>11</sup>.

В таблице 6 приведены результаты анализа переменных на слабую экзогенность относительно параметров моделей 1–4 для России, Швейцарии и Нидерландов (здесь и далее в таблицах страны обозначены как Р, Ш, Н). Как «Да» («Нет») обозначен тот факт, что переменная является (не является) слабо экзогенной относительно параметров соответствующей модели. Из таблицы видно, что все модели указывают на наличие в России долгосрочных двусторонних динамических связей между уровнем экономического развития и глобализацией, тогда как в Швейцарии и Нидерландах gpi слабо экзогенна относительно параметров моделей 1 и 4, что указывает на относительную независимость долгосрочной динамики ВНД от интеграции в целом и, в частности, от социальной глобализации.

<sup>10</sup> Статистика является обобщением на многомерный случай  $F$ -статистики LM-теста Бреуша–Годфри, предложена в (Edgerton, Shukur, 1999).

<sup>11</sup> Не исключено, что это может быть также связано с малым объемом анализируемой выборки.

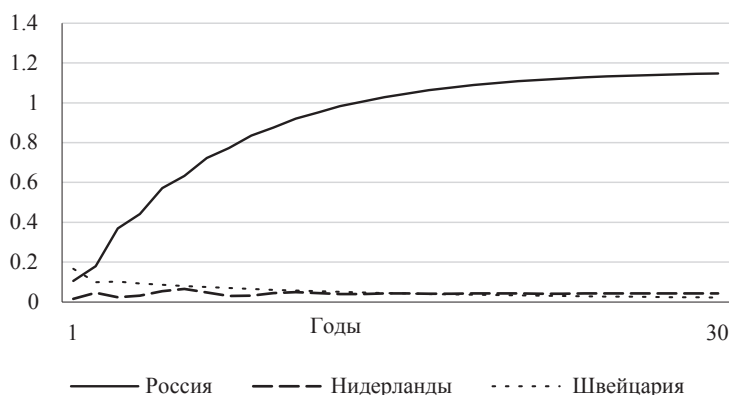


**Рис. 6.** Прогноз индекса дохода до 2018 г.  
Точками показан асимптотический 95%-ный доверительный интервал для прогноза по модели 1

**Таблица 6.** Наличие слабо экзогенной переменной в моделях 1–4

Страна	Модель 1		Модель 2				Модель 3			Модель 4			
	gni	kof	gni	ec	soc	pol	gni	tr	fi	gni	per	inf	cul
Р	Нет	Нет	Нет	Да	Да	Нет	Нет	Да	Да	Да	Да	Нет	Да
Н	Да	Нет	Нет	Нет	Нет	Нет	Нет	Нет	Да	Да	Нет	Да	Нет
Ш	Да	Нет	Нет	Да	Да	Нет	Нет	Нет	Да	Да	Нет	Нет	Нет

На рисунке 7 представлены оценки функции импульсного отклика для gni на шок в kof в модели 1 для России, Нидерландов и Швейцарии. Из рисунка видно, что для всех рассматриваемых стран эффект от глобализации для ВНД является постоянным (permanent), но для России он гораздо заметнее. При этом анализ разложений оценок дисперсий ошибок прогноза gni и kof на 10-летнем периоде для этих стран показал, что для России



**Рис. 7.** Оценка функции импульсного отклика для gni на шок в kof

до 60% дисперсии ошибки прогноза  $gni$  объясняется изменением в  $kof$ , в то время как для Нидерландов и Швейцарии этот показатель составляет около 10%. Поэтому можно сделать вывод, что в целом в России влияние глобализации на уровень социально-экономического развития существеннее, чем в высокоглобализированных странах. Воздействие  $gni$  на  $kof$  в модели 1 для России практически не проявляется (до 10% на 10-летнем периоде), а для Нидерландов и Швейцарии оно составляет до 30 и 45% соответственно, так что, возможно, глобализационные процессы в России слабее обусловлены динамикой общественного благосостояния.

Для моделей 2–4 в табл. 7–9 приведены результаты анализа связей уровня социально-экономического развития с отдельными процессами глобализации. Для отдельно взятой переменной (обозначено экзогенная) представлена максимальная за 10 лет доля (в процентах) в разложении оценки дисперсии ошибки прогноза другой переменной (обозначено эндогенная), округленная до значений, кратных пяти.

Плюсами и минусами обозначены знаки оценок функций импульсного отклика. Сочетание плюсов и минусов соответствует изменчивости их знаков на рассматриваемом периоде. Звездочками \*\* и \* обозначена их статистическая значимость на уровне 0.05 и 0.1 соответственно, хотя бы для одного года.

Из таблицы 7 видно, что в модели связи индекса дохода с субиндексами глобализации наиболее существенно проявилась взаимная связь между ВНД и социальной глобализацией, заметно воздействие социальной глобализации на экономическую. Политическая же глобализация, формируясь вслед за двумя другими составляющими, не оказывает значимого воздействия ни на них, ни на ВНД. Заметим, что для Швейцарии и Нидерландов в подобной модели  $gni$  проявляется уже как эндогенная переменная, и в краткосрочной связи в ней заметнее всего проявляется роль именно политической глобализации, роль же социальной глобализации, в отличие от России, оказывается несущественной.

**Таблица 7.** Оценка степени связи между субиндексами глобализации и индексом дохода (модель 2)

Экзогенная		gni			ec			soc			pol		
Эндогенная	P	H	Ш	P	H	Ш	P	H	Ш	P	H	Ш	
gni				30	30	20	65	5	5	5	80	70	
				+	+	+	+	—	+	—	—	—	
ec	10	15	30				35	25	5	5	60	20	
	—	+	+				—	+	+	—	—	+	
soc	45	5	5	10	30	5				5	85	5	
	+	+	+	—	+	+				—	+	+	
pol	10	5	85	50	20	10	50	10	5				
	+	+	—	—	+	+	—	+	+				

С учетом выводов о роли отдельных процессов глобализации в формировании ВНД далее рассматривались модели связи ВНД с составляющими экономической (модель 3) и социальной глобализации (модель 4).

В модели 3 финансовая глобализация проявилась как самодостаточный и приоритетный фактор, указывая на то, что в российской экономике велика роль иностранного капитала.

Соответствующий индекс ( $fi$ ) оказался сильно экзогенным относительно параметров модели, и доли дисперсии ошибки прогноза индекса дохода и торговой глобализации, обусловленные этой составляющей, велики (табл. 8). Субиндекс торговой глобализации ( $tr$ ) оказался слабо экзогенным относительно параметров модели, в отличие от Швейцарии и Нидерландов. Отметим еще отличие от этих стран в разнонаправленности воздействия  $fi$  на  $tr$ . Так что увеличение иностранных инвестиций в России вряд ли приводит к активизации экспорта и импорта. Роль торговой глобализации в формировании ВНД и финансовой глобализации в краткосрочном периоде не проявилась. Заметно некоторое (хотя и статистически незначимое на уровне 0.1) отрицательное воздействие динамики  $gni$  на  $tr$ , что указывает на тенденцию снижения торговых потоков при росте ВНД в рассматриваемый период.

**Таблица 8.** Оценка степени связи между субиндексами экономической глобализации и индексом дохода (модель 3)

Экзогенная	$gni$			$tr$			$fi$		
Эндогенная	P	H	Ш	P	H	Ш	P	H	Ш
$gni$				10	5	5	65	15	20
				—	+—	+—+	+++	+	+
$tr$	15	15	35				45	25	85
	—	+—	—				—**	++	++
$fi$	10	20	15	5	25	30			
	+	+	+	+—	+	+			

В модели 4 важнейшим фактором влияния на ВНД оказалась информационная глобализация ( $inf$ ). Влияние этой составляющей на индекс дохода в краткосрочном периоде достаточно велико, причем, по сравнению со Швейцарией и Нидерландами, роль  $gni$  в формировании  $inf$  заметно выше (табл. 9). Это соответствует современным российским тенденциям перехода к цифровой экономике и ориентации на экспорт высоких технологий (Юдаева, Ясин, 2008). Заметим также некоторую задержку указанного влияния, поскольку положительные отклики  $inf$  на импульс в  $gni$  наступают не сразу. Из таблицы 9 также видно, что развитие информационной глобализации в России тесно увязано с интернационализацией в культурной сфере и межличностных отношениях.

**Таблица 9.** Оценка степени связи между субиндексами социальной глобализации и индексом дохода (модель 4)

Экзогенная	$gni$			$per$			$inf$			$cul$		
Эндогенная	P	H	Ш	P	H	Ш	P	H	Ш	P	H	Ш
$gni$				15	10	5	80	5	15	30	5	30
				+	+	+	—**	+	++	+++	+	+++
$per$	5	60	30				5	5	25	10	55	10
	—	++	+++				+	+	+++	+	++	—
$inf$	80	15	35	50	15	20				40	5	35
	+—**	+	+++	—**	+	+				+++	+—	—**
$cul$	40	5	70	5	70	5	70	20	25			
	+++	—	+++	+ —	—**	+	+++	+	++			

Результаты анализа связей между субиндексами де-факто и де-юре представлены в таблицах 10 и 11.

**Таблица 10.** Наличие слабой экзогенной переменной в моделях 5, 6, 8

Страна	Модель 5		Модель 6		Модель 8	
	kof_df	kof_dj	ec_df	ec_dj	pol_df	pol_dj
Р	Нет	Да	Нет	Да	Да	Нет
Н	Нет	Нет	Нет	Да	Нет	Нет
Ш	Нет	Да	Нет	Да	Да	Нет

**Таблица 11.** Оценка степени связи между субиндексами глобализации де-факто и де-юре

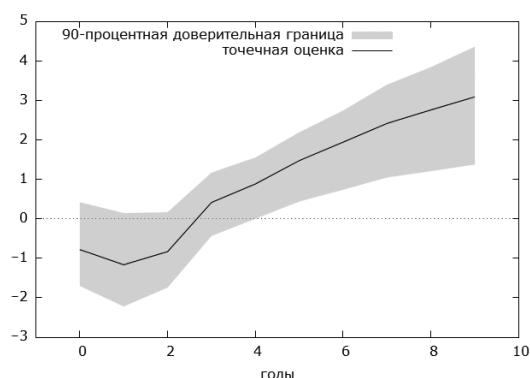
Экзогенная	Модель 5						Модель 6					
	kof_df			kof_dj			ec_df			ec_dj		
Эндогенная	Р	Н	Ш	Р	Н	Ш	Р	Н	Ш	Р	Н	Ш
df				80 +**	50 +**	80 +**				75 +**	35 +*	55 +
dj	20 +	30 +**	30 +*				30 –	10 +	10 –			
Экзогенная	Модель 7						Модель 8					
	d (soc_df)			d (soc_dj)			pol_df			pol_dj		
Эндогенная	Р	Н	Ш	Р	Н	Ш	Р	Н	Ш	Р	Н	Ш
df				5 +	10 +*	20 +*				5 +	50 –**	5 +
dj	20 +**	5 +	15 +*				10 +	15 +	30 +*			

Оценивание модели 5, описывающей общую связь между фактической и институциональной интернационализацией, показало, что в то время как в Нидерландах обе составляющие взаимообусловлены во времени, в России и Швейцарии уровень первой формируется вслед за уровнем второй, но не наоборот, что указывает на отсутствие обратной связи в стратегии встраивания страны в мировое сообщество.

Для социальной глобализации такая обратная связь проявилась в абсолютных приростах. Процессы soc\_df и soc\_dj оказались некоинтегрируемыми, и вывод был сделан на основе статистической значимости (на уровне 0.05) оценок функций импульсных откликов в модели векторной авторегрессии в разностях (модель 7 в табл. 11, переменные обозначены как d(·)).

По результатам анализа составляющих экономической глобализации ec\_dj оказалась сильно экзогенной относительно параметров модели 6. В краткосрочном периоде влияние ec\_dj на ec\_df в России проявилось гораздо сильнее, чем в Нидерландах и Швейцарии (модель 6 в табл. 11), что свидетельствует о существенной роли барьеров в международной торговле и финансах. Заметим еще, что для указанного воздействия была обнаружена заметная (более четырех лет) отсроченность во времени (рис. 8), характеризующая инерционность процесса ec\_df.





**Рис. 8.** Оценка функции импульсного отклика для  $es\_df$  на шок в  $es\_dj$  по данным для России

Показатели политической глобализации для России оказались связанными только в долгосрочной перспективе (модель 8 в табл. 11), так что ее структура практически неподвижна, в отличие от Нидерландов и Швейцарии, для которых более заметна взаимная связь  $pol\_df$  и  $pol\_dj$ .

### Заключение

Продemonстрировано применение методики коинтеграционного анализа случайных процессов для исследования процессов глобализации в России и их связи с уровнем социально-экономического развития. Показано, что в целом в России влияние глобализации на уровень социально-экономического развития проявляется заметнее, чем в высокоглобализированных странах. Особенно существенной оказалась роль социальной составляющей, в структуре которой заметнее всего проявился вклад информационной глобализации. В структуре экономической глобализации проявилась приоритетность финансовой глобализации. Динамическое воздействие обеих указанных составляющих на формирование ВНД в России заметно выше, чем в Нидерландах и Швейцарии. Роль же политической глобализации при этом оказалась невелика.

Также показано, что в России слабее выражена взаимообусловленность процессов фактической и институциональной глобализации. В результате анализа процессов де-факто и де-юре заметнее проявилась лидирующая позиция второй составляющей.

Полученные в работе результаты анализа глобализационных процессов могут послужить основой для их детального изучения путем применения подобной методики к частным показателям глобализации (в системе KOF-индекса).

### Литература

Алтухов А. Н. (2018). Процесс глобализации и его негативное влияние на экономику России. *Научные труды КубГТУ*, 6, 534–542.

Булатов А. С. (2017). Прогноз участия России в экономической глобализации: подход под углом экономических и внеэкономических факторов. *Мировое и национальное хозяйство*. Издание МГИМО МИД России, 42 (3).

Громогласова Е. С. (2015). Глобализация и общественный протест. *Международные процессы*, 13 (43), 57–73.

Князев Ю. К. (2015). Риски глобализации и шансы России на упреждающее развитие. *Россия и современный мир*, 1, 13–29.

Крапчина Л. Н., Котова Л. Г. (2014). Продовольственная безопасность в условиях глобализации: пути сохранения и повышения. *Продовольственная политика и безопасность*, 1 (1), 53–66.

Крылова И. А. (2016). Россия в условиях глобализации: новые угрозы. *Философские науки*, 4, 30–44.

Оболенский В. (2018). От легитимного протекционизма к торговым войнам? *Мировая экономика и международные отношения*, 62 (9), 8–25.

Черкашина Т. Ю. (2011). Индексы глобализации: индикаторы и логика построения. *Социология: методология, методы и математическое моделирование*, 33, 136–165.

Юдаева К., Ясин Е. (2008). Стратегия-2050: справится ли Россия с вызовами глобализации? *Вопросы экономики*, 5, 4–21.

Яницкий О. Н. (2019). Вызовы и риски глобализации. Семь тезисов. *Социологические исследования*, 1, 29–39.

Akhter S. H. (2004). Is globalization what it's cracked up to be? Economic freedom, corruption, and human development. *Journal of World Business*, 39 (3), 283–295.

Atif S. M., Srivastav M., Sauyrbekova M., Arachchige U. K. (2012). Globalization and income inequality: A panel data analysis of 68 countries. *EconStor Preprints* 65664. ZBW — Leibniz Information Centre for Economics. <http://hdl.handle.net/10419/65664>.

Baltagi B. H., Demetriades P. O., Law S. H. (2009). Financial development and openness: Evidence from panel data. *Journal of Development Economics*, 89 (2), 285–296.

Bergh A., Nilsson T. (2010). Do liberalization and globalization increase income inequality? *European Journal of Political Economy*, 26 (4), 488–505.

Beveridge S., Nelson C. R. (1981). A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle. *Journal of Monetary Economics*, 7, 151–174.

Clemente J., Montanes A., Reyes M. (1998). Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. *Economics Letters*, 59, 175–182.

Diebold F., Mariano R. (1995). Comparing predictive accuracy. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 253–263.

Dolado H., Jenkinson T., Sosvilla-Rivero S. (1990). Cointegration and unit roots. *Journal of Economic Surveys*, 4, 243–273.

Doornik J. A., Hansen H. (2008). An omnibus test for univariate and multivariate normality. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70, 927–939.

Dreher A., Gassebner M., Siemers L. (2012). Globalization, economic freedom, and human rights. *The Journal of Conflict Resolution*, 56, 516–546.

Edgerton D., Shukur G. (1999). Testing autocorrelation in a system perspective. *Econometric Reviews*, 18, 343–386.

Ghosh A. (2017). How does banking sector globalization affect economic growth? *International Review of Economics & Finance*, 48, 83–97.

- Gygli S., Haelg F., Potrafke N. (2019). The KOF globalisation index — revisited. *Review of International Organizations*, 14, 543–574.
- Harvey D., Leybourne S., Newbold P. (1997). Testing the equality of prediction mean squared error, *International Journal of Forecasting*, 13 (2), 281–291.
- Holt C. C. (2004). Forecasting seasonals and trends by exponentially weighted moving averages. *International Journal of Forecasting*, 20, 5–10.
- Johansen S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231–25.
- Juselius K. (2006). *The cointegrated VAR model*. Oxford: Oxford University Press.
- Kahneman D., Deaton A. (2014). High income improves evaluation of life but not emotional well-being. *Proceedings of National Academy of Sciences*, 107 (38), 16489–16493.
- Law S. H., Azman-Saini W. N. W., Tan H. B. (2014). Economic globalization and financial development in east Asia: A panel cointegration and causality analysis. *Emerging Markets Finance and Trade*, 50 (1), 210–225.
- Le T. H., Kim J., Lee M. (2016). Institutional quality, trade openness, and financial sector development in Asia: An empirical investigation. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52 (5), 1047–1059.
- Lee J., Strazicich M. C. (2003). Minimum LM unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, 85 (4), 1082–1089.
- Lee J., Strazicich M. C. (2013). Minimum LM unit root test with one structural break. *Economics Bulletin*, 33 (4), 2483–2492.
- Lütkepohl H. (2007). *New introduction to multiple time series analysis*. New York: Springer-Verlag.
- Manyika J., Lund S., Bughin J., Woetzel J., Stamenov K., Dhingra D. (2016). Digital globalization: The new era of global flows. *Report*. McKinsey Global Institute. <https://www.mckinsey.com/business-functions/digital-mckinsey/our-insights/digital-globalization-the-new-era-of-global-flows>.
- Mills T. C. (2008). *The econometric modeling of financial time series*. Cambridge. New York.
- Muye I. M., Muye I. Y. (2017). Testing for causality among globalization, institution and financial development: Further evidence from three economic blocs. *Borsa Istanbul Review*, 17 (2), 117–132.
- Perron P. (1997). Further evidence from breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics*, 80, 355–385.
- Rajan R. G., Zingales L. (2003). The great reversals: The politics of financial development in the twentieth century. *Journal of Financial Economics*, 69 (1), 5–50.
- Toda H. Y., Yamamoto T. (1995). Statistical inferences in vector autoregression with possible integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66, 225–250.
- Tovar-García E. (2012). Financial globalization and financial development in transition countries. *Economía: Teoría y Práctica*, 36, 155–178.
- Trenkler C. (2009). Bootstrapping systems cointegration tests with a prior adjustment for deterministic terms. *Econometric Theory*, 25 (1), 243–269.
- Tsai C. (2007). Does globalization affect human well-being? *Social Indicators Research*, 81, 103–126.
- Weiß J., Sachs A., Weinelt H. (2018). Globalization report 2018: Who benefits most from globalization. Bertelsmann Stiftung. <https://ged-project.de/globalization/globalization-report-2018-who-benefits-most-from-globalization/>.

Поступила в редакцию 09.07.2019;  
принята в печать 24.09.2020.

## Приложение

Таблица П1. Структура КОФ-индекса глобализации

Индекс	Вес	Индекс	Вес
<i>1. Экономическая глобализация</i>			33.3
<i>1.1. Торговая глобализация</i>			50.0
Де-факто	50.0	Де-юре	50.0
Торговля товарами	38.8	Барьеры на импорт	26.8
Торговля услугами	44.7	Средний уровень тарифов	25.6
Разнообразие торговых партнеров	16.5	Налоги на торговлю	24.4
		Торговые соглашения	23.2
<i>1.2. Финансовая глобализация</i>			50.0
Де-факто	50.0	Де-юре	50.0
Иностранные прямые инвестиции	26.7	Барьеры на инвестиции	33.3
Портфельные инвестиции	16.5	Открытость счета капитала	38.5
Международный долг	27.6	Инвестиционные соглашения	28.2
Международные резервы	2.1		
Международные выплаты дохода	27.1		
<i>2. Социальная глобализация</i>			33.3
<i>2.1. Персональная глобализация</i>			33.3
Де-факто	50.0	Де-юре	50.0
Телефонный трафик	20.8	Доступ к телефонной связи	39.9
Переводы средств	21.9	Свобода визитов	32.7
Международный туризм	21.0	Число аэропортов	27.4
Миграция	17.2		
Международное образование	19.1		
<i>2.2. Информационная глобализация</i>			33.3
Де-факто	50.0	Де-юре	50.0
Использование Интернета	37.2	Доступ к телевидению	36.8
Экспорт высоких технологий	34.5	Доступ к Интернету	42.6
Международные патенты	28.3	Свобода прессы	20.6
<i>2.3. Культурная глобализация</i>			33.3
Де-факто	50.0	Де-юре	50.0
Торговля товарами культуры	28.1	Гендерное равенство	24.7
Обмен услугами	24.6	Человеческий капитал	41.4
Международные торговые марки	9.7	Гражданские свободы	33.9
Количество Макдональдсов	21.6		
Количество магазинов ИКЕА	16.0		
<i>3. Политическая глобализация</i>			33.3
Де-факто	50.0	Де-юре	50.0
Посольства в стране	36.5	Членство в организациях	36.2
Участие в миссиях ООН	25.7	Международные договора	33.4
Общественные организации	37.8	Разнообразие партнеров	30.4

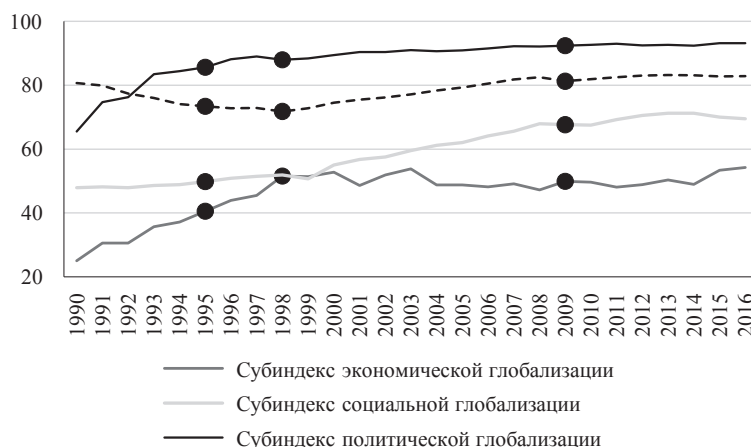
Таблица П2. Обозначения переменных

Обозначение	Название
gni	Индекс дохода
kof	КОФ-индекс глобализации
kof_df	КОФ-индекс глобализации де-факто
kof_dj	КОФ-индекс глобализации де-юре
ec	Субиндекс экономической глобализации
ec_df	Субиндекс экономической глобализации де-факто
ec_dj	Субиндекс экономической глобализации де-юре
tr	Субиндекс торговой глобализации
fi	Субиндекс финансовой глобализации
soc	Субиндекс социальной глобализации
soc_df	Субиндекс социальной глобализации де-факто
soc_dj	Субиндекс социальной глобализации де-юре
per	Субиндекс персональной глобализации
inf	Субиндекс информационной глобализации
cul	Субиндекс культурной глобализации
pol	Субиндекс политической глобализации
pol_df	Субиндекс политической глобализации де-факто
pol_dj	Субиндекс политической глобализации де-юре

Таблица П3. Обозначения моделей

Обозначение	Переменные	Тренд (Т), константа (С)	Переменные, соответствующие точкам структурного сдвига
Модель 1	gni, kof	Т, С	$DU_{1995}, DU_{1998}, DU_{2003}$
Модель 2	gni, ec, soc, pol	Т, С	$DU_{1995}, DU_{1998}, DU_{2009}$
Модель 3	gni, tr, fi	С	$DU_{1998}$
Модель 4	gni, per, inf, cul	Т, С	—
Модель 5	kof_df, kof_dj	—	—
Модель 6	ec_df, ec_dj	—	$DU_{1998}$
Модель 7	d (soc_df), d (soc_dj)	С	—
Модель 8	pol_df, pol_dj	С	$DU_{1998}$

Примечание. Детерминированные переменные указаны для краткосрочного соотношения



**Рис. П1.** Точки структурных сдвигов, используемые в моделях 1–3, 6,8 (1995, 1998, 2009 гг.)

Kopnova E. D., Rodionova L. A. Globalization and socio-economic development in Russia. *Applied Econometrics*, 2020, v. 60, pp. 80–101.

DOI: 10.22394/1993-7601-2020-60-80-101

### Elena Kopnova

National Research University Higher School of Economics, Moscow, Russian Federation;  
ekopnova@hse.ru

### Liliya Rodionova

National Research University Higher School of Economics, Moscow, Russian Federation;  
lrodionova@hse.ru

## Globalization and socio-economic development in Russia

The work is devoted to modeling the dynamic relationship of globalization and the level of socio-economic development in Russia. Vector error correction models taking into account structural shifts in trend parameters for short time series are considered. The results of the calculations are compared with the counterparts in Switzerland and the Netherlands. The bidirectionality of this connection is justified. The priority of separate processes of globalization is shown. The relations between its actual and institutional components are determined.

**Keywords:** KOF index of globalization; model of cointegration; structural changes; vector error correction model; impulse response function; forecast errors variance decomposition.

**JEL classification:** C51, F02; E10.

## References

Altuhov A. N. (2018). The process of globalization and its negative impact on the Russian economy. *Scientific works of the Kuban State Technological University*, 6, 534–542 (in Russian).

Bulatov A. S. (2017). The forecast of Russia's participation in economic globalization: Economic and non-economic factors' approach. *Mirovye i nacional'noye khozyajstvo*. Izdanie MGIMO MID Rossii, 42 (3), 1–12 (in Russian).



- Gromoglasova E. S. (2015). Globalization and social protest. *International Trends*, 13 (43), 57–73 (in Russian).
- Knyazev Yu. K. (2015). Risks of globalization and Russia's chances for accelerated development. *Russia and Contemporary World*, 1, 13–29 (in Russian).
- Krapchina L. N., Kotova L. G. (2014). Food security in the conditions of globalization: The ways of preservation and increase. *Prodovol'stvennaya politika i bezopasnost'*, 1 (1), 53–66 (in Russian).
- Krylova I. A. (2016). Russia in the context of globalization: New threats. *Russian Journal of Philosophical Sciences*, 4, 30–44 (in Russian).
- Obolenskiy V. (2018). From legitimate protectionism to trade wars? *Mirovaya ekonomika i mezhdunarodnye otnosheniya*, 62 (9), 8–25 (in Russian).
- Cherkashina T. Yu. (2011). Indices of globalization: Indicators and the calculation scheme. *Sociology: methodology, methods, mathematical modeling*, 33, 136–165. (in Russian).
- Yudaeva K., Yasin E. (2008). Strategy-2050: Can Russia deal with challenges of globalization? *Voprosy ekonomiki*, 5, 4–21 (in Russian).
- Yanitzky O. N. (2019). Challenges and risks of globalization. Seven Theses. *Sociological Studies*, 1, 29–39 (in Russian).
- Akhter S. H. (2004). Is globalization what it's cracked up to be? Economic freedom, corruption, and human development. *Journal of World Business*, 39 (3), 283–295.
- Atif S. M., Srivastav M., Sauyrbekova M., Arachchige U. K. (2012). Globalization and income inequality: A panel data analysis of 68 countries. *EconStor Preprints* 65664. ZBW — Leibniz Information Centre for Economics. <http://hdl.handle.net/10419/65664>.
- Baltagi B. H., Demetriades P. O., Law S. H. (2009). Financial development and openness: Evidence from panel data. *Journal of Development Economics*, 89 (2), 285–296.
- Bergh A., Nilsson T. (2010). Do liberalization and globalization increase income inequality? *European Journal of Political Economy*, 26 (4), 488–505.
- Beveridge S., Nelson C. R. (1981). A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle. *Journal of Monetary Economics*, 7, 151–174.
- Clemente J., Montanes A., Reyes M. (1998). Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. *Economics Letters*, 59, 175–182.
- Diebold F., Mariano R. (1995). Comparing predictive accuracy. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 253–263.
- Dolado H., Jenkinson T., Sosvilla-Rivero S. (1990). Cointegration and unit roots. *Journal of Economic Surveys*, 4, 243–273.
- Doornik J. A., Hansen H. (2008). An omnibus test for univariate and multivariate normality. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70, 927–939.
- Dreher A., Gassebner M., Siemers L. (2012). Globalization, economic freedom, and human rights. *The Journal of Conflict Resolution*, 56, 516–546.
- Edgerton D., Shukur G. (1999). Testing autocorrelation in a system perspective. *Econometric Reviews*, 18, 343–386.
- Ghosh A. (2017). How does banking sector globalization affect economic growth? *International Review of Economics & Finance*, 48, 83–97.

- Gygli S., Haelg F., Potrafke N. (2019). The KOF globalisation index — revisited. *Review of International Organizations*, 14, 543–574.
- Harvey D., Leybourne S., Newbold P. (1997). Testing the equality of prediction mean squared error. *International Journal of Forecasting*, 13 (2), 281–291.
- Holt C. C. (2004). Forecasting seasonals and trends by exponentially weighted moving averages. *International Journal of Forecasting*, 20, 5–10.
- Johansen S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231–25.
- Juselius K. (2006). *The cointegrated VAR model*. Oxford: Oxford University Press.
- Kahneman D., Deaton A. (2014). High income improves evaluation of life but not emotional well-being. *Proceedings of National Academy of Sciences*, 107 (38), 16489–16493.
- Law S. H., Azman-Saini W. N. W., Tan H. B. (2014). Economic globalization and financial development in east Asia: A panel cointegration and causality analysis. *Emerging Markets Finance and Trade*, 50 (1), 210–225.
- Le T. H., Kim J., Lee M. (2016). Institutional quality, trade openness, and financial sector development in Asia: An empirical investigation. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52 (5), 1047–1059.
- Lee J., Strazicich M. C. (2003). Minimum LM unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, 85 (4), 1082–1089.
- Lee J., Strazicich M. C. (2013). Minimum LM unit root test with one structural break. *Economics Bulletin*, 33 (4), 2483–2492.
- Lütkepohl H. (2007). *New introduction to multiple time series analysis*. New York: Springer-Verlag.
- Manyika J., Lund S., Bughin J., Woetzel J., Stamenov K., Dhingra D. (2016). Digital globalization: The new era of global flows. *Report*. McKinsey Global Institute. <https://www.mckinsey.com/business-functions/digital-mckinsey/our-insights/digital-globalization-the-new-era-of-global-flows>.
- Mills T. C. (2008). *The econometric modeling of financial time series*. Cambridge. New York.
- Muye I. M., Muye I. Y. (2017). Testing for causality among globalization, institution and financial development: Further evidence from three economic blocs. *Borsa Istanbul Review*, 17 (2), 117–132.
- Perron P. (1997). Further evidence from breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics*, 80, 355–385.
- Rajan R. G., Zingales L. (2003). The great reversals: The politics of financial development in the twentieth century. *Journal of Financial Economics*, 69 (1), 5–50.
- Toda H. Y., Yamamoto T. (1995). Statistical inferences in vector autoregression with possible integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66, 225–250.
- Tovar-García E. (2012). Financial globalization and financial development in transition countries. *Economía: Teoría y Práctica*, 36, 155–178.
- Trenkler C. (2009). Bootstrapping systems cointegration tests with a prior adjustment for deterministic terms. *Econometric Theory*, 25 (1), 243–269.
- Tsai C. (2007). Does globalization affect human well-being? *Social Indicators Research*, 81, 103–126.
- Weiß J., Sachs A., Weinelt H. (2018). Globalization report 2018: Who benefits most from globalization. Bertelsmann Stiftung. <https://ged-project.de/globalization/globalization-report-2018-who-benefits-most-from-globalization/>.

Received 09.07.2019; accepted 24.09.2020.