

[DOI: 10.17323/2587-814X.2021.4.61.75](https://doi.org/10.17323/2587-814X.2021.4.61.75)

Моделирование связей между институциональной и фактической глобализацией в странах мира

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 связей институционального и фактического уровня глобализации в странах мира. Рассматриваются векторные модели коррекции ошибками, квантильная регрессия, а также модель стохастической границы. В качестве меры глобализации и ее составляющих используется система КОФ-индекса глобализации, позволяющая анализировать отдельные глобализационные процессы в экономике, социальной сфере и политике. По данным 2020 года определены динамические соотношения между фактическими и институциональными составляющими глобализации, выявлена приоритетность институциональной составляющей для информационной и финансовой глобализации. На примере финансовой глобализации показана неравномерность степени влияния институциональной составляющей на фактическую глобализацию в странах мира, в частности, его превалирующее значение для менее глобализованных стран, указывающее на выравнивание степени интернационализации в мировой финансовой системе. Проанализирована степень эффективности воздействия институциональных мер вместе с общим уровнем благосостояния на фактическую финансовую глобализацию. Показано, что разброс по странам мира в показателе эффективности составляет почти 70%. Почти 10% стран имеют низкую эффективность до 50%. Треть стран имеют среднюю эффективность (50–75%), доля стран с высокой эффективностью свыше 75% составляет около 60%.

Ключевые слова: КОФ-индекс глобализации; коинтеграция; векторная модель коррекции ошибками; декомпозиция дисперсии ошибки прогноза; квантильная регрессия; модель стохастической границы.

Цитирование: Копнова Е.Д., Родионова Л.А. Моделирование связей между институциональной и фактической глобализацией в странах мира // Бизнес-информатика. 2021. Т. 15. № 4. С. 61–75. DOI: 10.17323/2587-814X.2021.4.61.75

Введение

Глобализация является важнейшим фактором общественного прогресса. Она определяется усилением экономических, социальных и политических взаимодействий стран и народов вне зависимости от национальных границ [1]. По некоторым данным глобализация способна почти на треть обусловить прирост мирового ВВП на душу населения [2]. 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 [3], диверсификацию финансовых рисков с привлечением иностранных инвестиций [4], повышение уровня развития человеческого капитала вследствие развития информационных технологий и международной системы образования [5]. Главной проблемой глобализации исследователи обычно называют увеличение неравенства в доходах населения [6]. Среди негативных эффектов выделяют также риски экономической безопасности [7], нарушение прав человека [8], потерю этнической идентичности [9].

Для измерения глобализации используют системы индексов, отражающие ее структуру [10]. Наиболее популярной из них является система КОФ-индекса глобализации Швейцарского экономического института¹. Появление в 2018 году последней редакции методологии его расчета с кардинальным расширением структуры и информационной базы существенно расширило возможности исследования проблем глобализации [11]. 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, 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-го года, 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 нормализации².

Большинство работ по исследованию глобализации посвящено анализу ее влияния на благосостояние населения. К наиболее интересным из них относятся работы [12–18], в которых используется эконометрический инструментальный анализа данных. Однако следует отметить, что данные исследования ограничены отсутствием результатов исследования структуры самого глобализационного процесса, связи между его отдельными компонентами. Указанная реорганизация КОФ-индекса глобализации в 2018 году является заметным прогрессом в развитии статистической методологии измерения глобализации и расширяет возможности проведения ее системного анализа. С учетом этой реорганизации авторы поставили цель – проанализировать связи между институциональными и фактическими уровнями глобализации. Были выдвинуты две основные задачи. Первая – исследовать тенденции динамических связей между субиндексами де-юре и де-факто. Вторая – изучить степень влияния институциональной составляющей и эффективность ее применения для формирования фактической составляющей глобализации для стран мира.

1. Методы

1.1. Данные

Глобализация измерялась субиндексами КОФ-индекса глобализации де-факто и де-юре. Все показатели рассматривались в период с 1970 по 2018 годы³. На *рисунках 1–4* приведены графики анали-

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

² Структура КОФ-индекса с указанием весов отдельных показателей приведена в Приложении (*табл. П1*)

³ <https://kof.ethz.ch/en/forecasts-and-indicators/indicators/kof-globalisation-index.html>

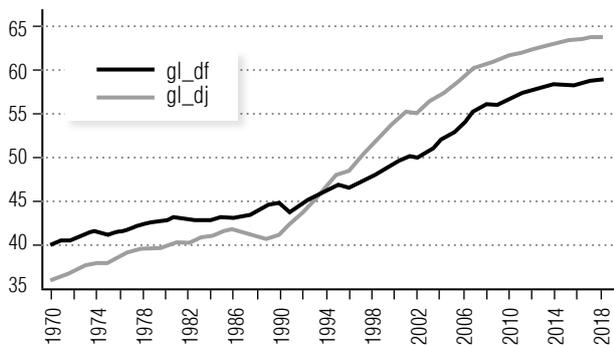


Рис. 1. Субиндексы де-факто и де-юре КОФ-индекса глобализации

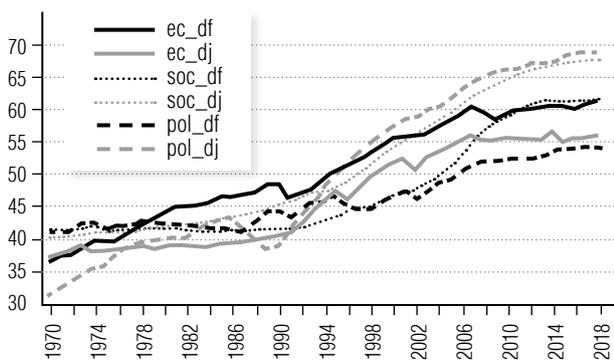


Рис. 2. Субиндексы де-факто и де-юре составляющих КОФ-индекса глобализации

зируемых временных рядов, усредненных по странам мира, для КОФ-индекса глобализации (gl) и его составляющих: экономической (ec), социальной (soc) и политической (pol) глобализации; торговой (tr) и финансовой (fin) глобализации; персональной (per), информационной (inf) и культурной (cul) глобализации. Соответствующие им субиндексы де-факто и де-юре обозначены с добавлением символов *_df*, *_dj*.

Из рисунка 1 видно, что ускорение глобализации в мире началось в 1994 году. При этом, если раньше субиндекс де-факто превосходил де-юре, в настоящее время превалирует субиндекс де-юре. Происходит заметное расхождение тенденций. Де-юре в целом растет быстрее. Из рисунка 2 видно, что это происходит за счет социального и политического индекса де-юре.

При этом на рисунке 2 заметно, что политический субиндекс де-факто остается заметно меньше. Среди экономических субиндексов, наоборот, превосходит субиндекс де-факто. Заметна связь составляющих экономической глобализации. Видно, как субиндекс де-факто следует за субиндексом де-

юре. Связь субиндексов социальной глобализации тоже видна, но не так заметно. Еще менее заметна связь между составляющими политической глобализации.

Превалирование де-факто в экономическом индексе происходит за счет относительно сильного роста соответствующей составляющей финансовой глобализации. В составе же индекса торговой глобализации в последние годы происходит сближение значений субиндексов де-факто и де-юре.

Из рисунка 4 видно, что превалирование субиндекса де-юре в показателе социальной глобализации достигается за счет всех составляющих. Однако заметно сильное ускорение для динамики индекса информационной глобализации де-факто в последние годы. При этом видна связь этого индекса с индексом де-юре. Для культурной составляющей глобализации характерно относительно низкое значение субиндекса де-факто.

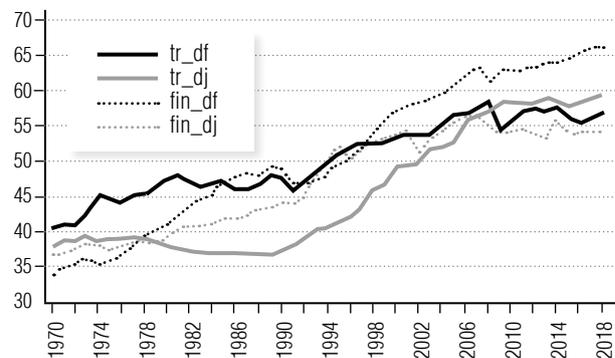


Рис. 3. Субиндексы де-факто и де-юре составляющих экономического субиндекса КОФ-индекса глобализации

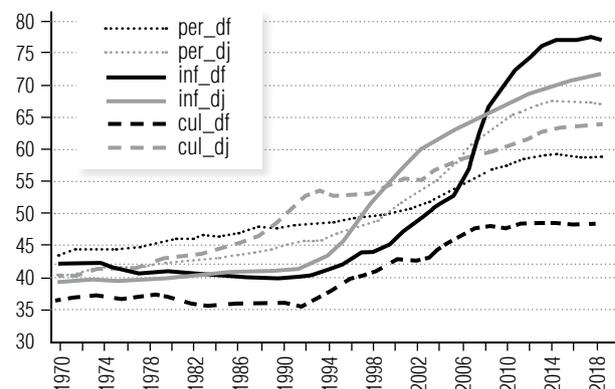


Рис. 4. Субиндексы де-факто и де-юре составляющих социального субиндекса КОФ-индекса глобализации

На рисунке 5 приведены значения субиндексов де-юре (ось абсцисс) и де-факто (ось ординат) КОФ-индекса глобализации на момент 2018 года для 196 стран мира. Из рисунка видно, что субиндексы сильно коррелируют. Выборочное значение парного коэффициента корреляции составило 0,87.

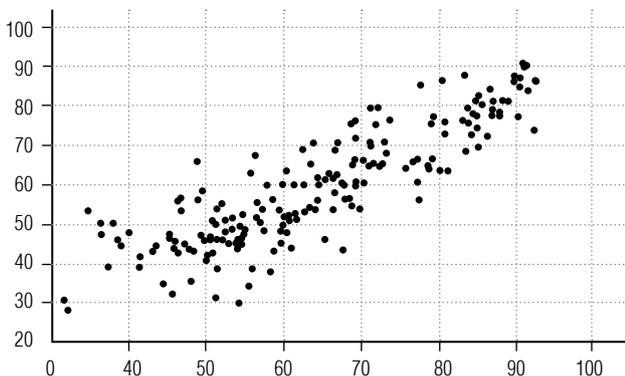


Рис. 5. Субиндексы глобализации 2018 года де-юре и де-факто для стран мира

Дополнительно при анализе пространственной выборки на момент 2018 года использовался индекс дохода, полученный на основе логарифма валового национального дохода (ВНД) на душу населения по паритету покупательной способности (ППС) в ценах 2017 года в долларах США⁴ и измеренный в 100-балльной шкале. Показатель рассчитывался как отношение логарифма индекса роста ВНД к логарифму его максимального значения⁵. Минимальное значение ВНД принималось равным 100 долларов, как минимальное фиксируемое в официальной статистике. Максимальное же значение устанавливалось равным 75 000 долларов в соответствии с феноменом неизменности уровня благосостояния для стран с более высоким уровнем ВНД [19]. В Приложении приведен список стран, используемых в анализе, для которых доступны значения индекса. На рисунке 5 приведены его значения для этих стран на момент 2018 года. Из рисунка видно, что разброс значений достаточно велик и составляет почти 70%, что свидетельствует о высокой дифференциации благосостояния в странах мира.

⁴ <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GNP.PCAP.PP.KD?view=chart>

⁵ Индекс дохода = $\ln(\text{ВНД}/\text{ВНД}_{\min}) / \ln(\text{ВНД}_{\max}/\text{ВНД}_{\min}) \times 100$

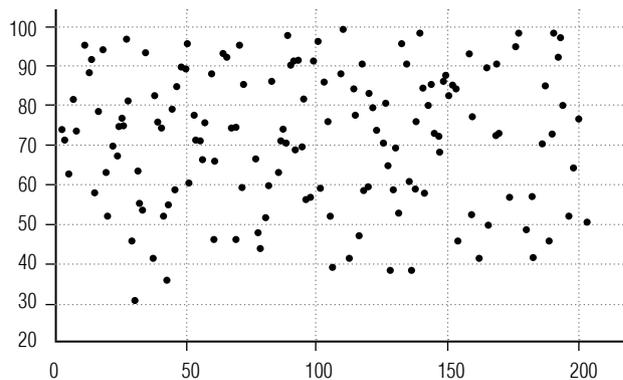


Рис. 6. Индекс дохода в странах мира, 2018 год

1.2. Процедуры

В основу методики исследования динамических связей была положена идея коинтеграционного анализа случайных процессов с применением векторной модели коррекции ошибками (Vector Error Correction Model, VECM) [20]. Было построено девять моделей VECM связи между субиндексами де-факто и де-юре для КОФ-индекса глобализации и его составляющих.

Модель в общем виде:

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

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

$$\Gamma_j = \|\gamma_{ij}\|_{k \times k}, \quad k = 2,$$

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

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

где компонентами вектора X_t являются процессы, анализируемые в работе; вектор μ_t содержит для каждого из этих процессов детерминированные составляющие: тренд и константу; U_t – вектор ошибок; r – ранг коинтеграции.

Для каждого временного ряда применялись тесты на наличие единичного корня характеристического уравнения соответствующего процесса в соответствии с алгоритмом процедуры Доладо [21]. Использовались тесты ADF (Augmented Dickey–Fuller) и KPSS (Kwiatkowski–Schmidt–Shin) [20]. Для оценки параметров коинтеграционного соотношения и мо-

дели коррекции ошибками применялся подход Йохансена [22]. Оптимальная спецификация моделей подбиралась на основе байесовского информационного критерия (Bayesian Information Criterion, BIC) 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 Дурника–Хансена [23].

Характеристика долгосрочных динамических связей для коинтегрированных процессов определялась с использованием тестирования переменных на слабую экзогенность относительно параметров модели коррекции ошибками. Для этого анализировалась статистическая значимость оценок компонент корректирующей матрицы α , поскольку незначимость оценки α_{ij} означает, что при отклонении процессов от долгосрочного равновесия соответствующая i -ая переменная не корректируется. Для выводов о строгой экзогенности использовался подход Тода–Ямомото [24] с выбором числа лагов в тестовой модели по критерию BIC. 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 [25]. В качестве меры воздействия для каждого отдельного процесса рассматривалось соответствующая ему доля оценки дисперсии ошибки прогноза, максимальная за 10 лет.

Для анализа степени влияния институциональных факторов глобализации на фактическую глобализацию использовались регрессионные модели, оцениваемые по прологарифмированным данным субиндексов де-факто и де-юре для 2018 года, усредненным по странам мира. С учетом гетероскедастичности ошибок обычной регрессии

$$E[Y_i | X_i] = X_i \beta \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

применялась квантильная регрессия [26] для квантилей, соответствующих вероятностям 0,25, 0,5 и 0,75:

$$q_\tau [Y_i | X_i] = X_i \beta_\tau, \quad P\{Y_i \leq q_\tau\} = \tau.$$

Для анализа неоднородности влияния факторов формирования фактической финансовой глобализации в мире оценивалась модель стохастической границы (Stochastic Frontier Model, SFM) [27]:

$$Y_i = X_i \beta + V_i - U_i, \quad U_i \sim iid N^+(0, \sigma_u^2), \\ U_i \geq 0, \text{cov}[U_i, X_i] = 0, \text{cov}[U_i, V_i] = 0.$$

Дополнительно в качестве регрессора учитывался логарифм индекса дохода. Для обоснования применения модели тестировались остатки обычной регрессии на статистическую значимость коэффициента асимметрии, проверялся его знак. Также проверялась гипотеза об неэффективном влиянии факторов $H_0: \sigma_u^2 = 0$. Интерпретировалась оценка распределения показателя эффективности (Ef) рассматриваемых факторов для стран мира:

$$Ef_i = \left(\frac{1 - \Phi(\sigma_* - \mu_{*i} / \sigma_*)}{1 - \Phi(-\mu_{*i} / \sigma_*)} \right) \exp\left(-\mu_{*i} + \frac{1}{2} \sigma_*^2\right), \\ \mu_{*i} = \frac{-S \varepsilon_i \sigma_u^2}{\sigma^2}, \sigma_* = \frac{\sigma_u \sigma_v}{\sigma}, \sigma = \sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}, \\ \Phi(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^x \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) dx.$$

Распределение эффективности сопоставлялось с ранжированием индекса де-факто.

2. Результаты

2.1. Анализ динамических связей между субиндексами де-юре и де-факто

По результатам тестирования процессов на стационарность (табл. 1) с вероятностью 0,95 можно утверждать, что все рассматриваемые ряды являются реализациями случайных процессов, стационарных в первых разностях.

В таблице 2 приведены результаты тестирования субиндексов де-факто и де-юре на коинтеграцию. Видно, что гипотеза об отсутствии коинтеграции отвергается на уровне значимости 0,05 для большинства субиндексов с определением для них одного коинтеграционного соотношения. Наличие долгосрочной связи не проявляется для глобального индекса и субиндексов культурной и политической глобализации.

Результаты проверки качества оцениваемых VEC-моделей показали их достаточно высокую валидность и позволили использовать их для анализа и интерпретации. В частности, гипотеза об отсутствии автокорреляции остатков до третьего порядка включительно не отвергалась на уровне значимости 0,05 для всех моделей. В таблице 3 приведены результаты тестирования коинтегрируемых субиндексов на слабую экзогенность. Статистически незначимые на

Таблица 1.

Результаты анализа процессов на стационарность

		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
		gl_df	gl_dj	ec_df	ec_dj	soc_df	soc_dj	pol_df	pol_dj	tr_df	tr_dj	fi_df	fi_dj	in_df	in_dj	per_df	per_dj	cul_df	cul_dj
Y	ADF	0,99	0,42	0,58	0,99	0,52	0,36	0,62	0,46	0,32	0,19	0,99	0,999	0,53	0,10	0,42	0,03	0,62	0,09
	KPSS	0,21	0,16	0,08	0,13	0,22	0,21	0,21	0,12	0,09	0,19	0,06	0,149	0,22	0,20	0,19	0,21	0,19	0,08
dY	ADF	0,00	0,03	0,00	0,00	0,06	0,25	0,00	0,01	0,00	0,15	0,00	0,000	0,06	0,22	0,01	0,32	0,00	0,00
	KPSS	0,34	0,17	0,17	0,20	0,40	0,40	0,25	0,09	0,16	0,29	0,09	0,214	0,44	0,34	0,17	0,30	0,27	0,11

Примечания.

1. Для всех рядов обозначено: Y – исходный ряд, dY – первая разность.
2. Для ADF-теста приводятся односторонние P-значения МакКиннона (MacKinnon).
3. Для KPSS-теста – тестовые статистики, сравниваемые с критическими значениями на уровне значимости 0,05: 0,146 – для исходного ряда (с учетом тренда) и 0,463 – для первой разности (с учетом константы).

Таблица 2.

Результаты анализа процессов на коинтеграцию*

Тест	Ранг	gl	ec	soc	pol	tr	fin	in	per	cul
Trace	0	0,54	0,04	0,02	0,44	0,06	0,01	0,03	0,06	0,13
	1	0,76	0,07	0,22	0,98	0,71	0,92	0,62	0,69	0,44
Max-eigenvalue	0	0,76	0,11	0,02	0,36	0,04	0,01	0,02	0,03	0,14
	1	0,43	0,07	0,22	0,98	0,71	0,92	0,62	0,69	0,44

* P-значения МакКиннона-Хауга-Михаэлиса (MacKinnon-Haug-Michelis) с минимальным значением BIC.

Таблица 3.

Результаты анализа субиндексов на слабую экзогенность*

	ec	soc	tr	fin	inf	per
df	-2,92	-2,04	-2,98	-4,22	-3,94	-2,37
dj	-2,05	-3,90	2,80	-1,57	1,01	-4,83

* Приводится значение T-статистики для оценки коэффициента при остатке коинтеграционного соотношения в ECM (Error correction model) для субиндексов де-факто (df) и де-юре (dj).

уровне 0,05 оценки для в краткосрочном соотношении для субиндексов де-юре финансовой и информационной глобализации свидетельствуют о слабой экзогенности этих величин относительно параметров VEC-моделей.

В *таблицах 4 и 5* приводятся результаты анализа краткосрочной связи между субиндексами де-факто и де-юре. Из *таблицы 4* видно, что такая связь, как и

долгосрочная, практически не проявляется для политического и культурного субиндексов. Для экономического субиндекса характерно влияние субиндекса де-юре на де-факто. Особенно заметно это для финансового субиндекса. Для торговой глобализации немного превалирует влияние де-факто на де-юре. Для субиндекса социальной глобализации проявляется относительно слабое взаимное влияние субиндексов де-факто и де-юре. Однако для индексов персональной и информационной глобализации заметно приоритетное влияние де-юре на де-факто.

Данные *таблицы 5* подтверждают факты отсутствия краткосрочной связи субиндексов де-факто и де-юре для политической и культурной глобализации. Как для экономической, так и для социальной глобализации проявляется определяющая роль субиндекса де-юре. Для финансовой и информационной глобализации этот показатель является сильно экзогенной переменной относительно параметров модели VEC.

Таблица 4.

**Оценки декомпозиции дисперсии
ошибки прогноза в VAR/VEC-моделях, %***

Эндогенная	d(gl)	ec	soc	d(pol)	tr	fin	inf	per	d(cu)
df	14,98	55,81	27,76	2,15	24,18	54,50	44,00	62,01	10,23
dj	4,24	15,12	29,76	2,58	29,87	6,83	15,75	27,85	3,85

* Приводится максимальное значение на 10-летнем периоде. Для каждого из субиндексов де-факто (df) и де-юре (dj) в соответствии с порядком Холецкого (Cholesky Ordering) показана доля вариации, обусловленная изменением альтернативной переменной df и dj.

Таблица 5.

Результаты анализа процессов на причинность по Грейнджеру*

Эндогенная	gl	ec	soc	pol	tr	fin	inf	per	cul
df	0,00	0,01	0,00	0,45	0,00	0,03	0,00	0,01	0,99
dj	0,00	0,45	0,44	0,50	0,00	0,87	0,95	0,06	0,61

* Приводится Р-значение χ^2 -статистики для проверки гипотезы о том, что каждый из субиндексов де-факто и де-юре не является причиной по Грейнджеру для альтернативного субиндекса де-юре и де-факто.

**2.2. Анализ степени
и неоднородности влияния
институциональных факторов
на фактическую глобализацию**

Далее на примере субиндекса финансовой глобализации продемонстрированы результаты анализа степени влияния индекса де-юре на де-факто для КОФ-индекса глобализации 2018 года с привлечением индекса дохода. С учетом пропусков в данных в моделях использовалось 145 наблюдений. Данные использовались в логарифмах. Проблема мультиколлинеарности отсутствовала, поскольку коэффициент корреляции между регрессорами оказался статисти-

чески незначимым и равным 0,03. В *таблице 6* приведены некоторые результаты оценивания обычной регрессионной модели, квантильной регрессии с квантилями, соответствующими вероятностям 0,25, 0,5, 0,75, и модели стохастической границы.

Применение квантильной регрессии было обусловлено высокой гетероскедастичностью остатков обычной регрессии – Р-значение χ^2 -статистики теста Бреуша–Пагана (Breusch, Pagan) было равно 0,000. Это заметно и на *рисунке 5*. Видно, что есть страны с низким де-юре и высоким де-факто субиндексом, но с высоким де-юре высокий де-факто определяется практически однозначно.

Таблица 6.

Результаты оценивания регрессионных моделей*

	Обычная регрессия	Квантильная регрессия			Модель стохастической границы
		0.25	0.5	0.75	
dj	0,29***	0,51***	0,27***	0,16**	0,15**
gni	0,44***	0,61***	0,39***	0,41***	0,37***
const	1,10***	-0,62	1,03**	1,94***	2,27***
Prob F/ γ^2	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
R ² /Pseudo R ²	0,38	0,28	0,24	0,23	–
BIC	35,58	–	–	–	27,48

*Статистическая значимость оценок коэффициентов на уровне 0,01 помечена ***, 0,05 – **, 0,1 – *.

Из *таблицы 6* видно, что все модели описывают прямое статистически значимое влияние институциональных факторов вместе с показателем благосостояния на фактическую глобализацию в финансовой сфере. По оценкам обычной регрессии почти на треть процента в среднем изменяется значение индекса де-факто при изменении индекса де-юре на 1 процент. Сравнение оценок при показателе d_j и их графическая иллюстрация на *рисунке 7* показывает, что для стран с более высоким уровнем глобализации это влияние слабее, чем для стран с низким уровнем.

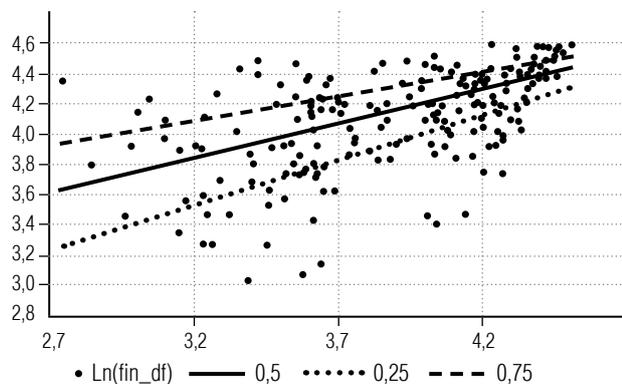


Рис. 7. Исходные и модельные значения логарифма индекса де-факто финансовой глобализации для квантильной регрессии, без учета индекса дохода

Применению модели стохастической границы способствовало статистически значимое (на уровне 0,001), достаточно высокое по модулю отрицательное значение коэффициента асимметрии остатков (-0,788). Относительно низкое значение ВИС по сравнению с его значением для обычной регрессии также свидетельствует в пользу применения этой модели. Гипотеза об отсутствии неэффективности факторов отвергалась на уровне значимости 0,05.

На *рисунках 8 и 9* приведены результаты расчета эффективности факторов формирования фактической глобализации в финансовой сфере для 145 стран.

3. Дискуссия

Результаты расчетов показали, что между процессами глобализации в институциональной сфере и ее фактическом проявлении существует как долгосрочная, так и краткосрочная динамическая связь. И хотя она не проявляется на глобальном уровне, для общего КОФ-индекса глобализации – возможно, в силу его составной структуры – для большин-

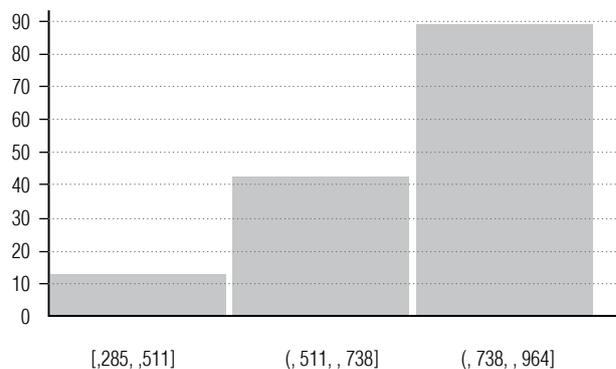


Рис. 8. Распределение эффективности факторов формирования фактической глобализации в финансовой сфере

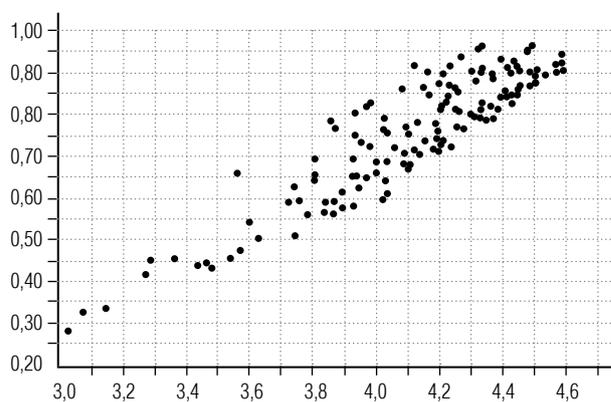


Рис. 9. Связь показателя эффективности факторов формирования фактической глобализации с субиндексом де-факто финансовой глобализации

ства его составляющих, она явно прослеживается. Особая роль институциональных факторов для процесса глобализации проявилась для финансовой сферы и сферы информационных технологий. Оказалось, что их формирование в этих сферах происходит относительно самостоятельно, без значимой опоры на результаты проявления в них глобализации де-факто, и они являются определяющей основой для фактической интернационализации.

Анализ динамических связей между факторами де-юре и де-факто выявил неоднозначность взаимовлияния для отдельных составляющих процесса глобализации. Если для экономической глобализации характерно заметное влияние институциональных факторов на глобализацию де-факто, то для социальной глобализации эту явную направленность сменяет их взаимовлияние. Для процесса же политической глобализации связь между факторами де-юре и де-факто не была обнаружена, как в долгосрочной, так и в краткосрочной перспективе.

Анализ пространственной выборки по данным КОФ-индекса финансовой глобализации на момент 2018 года указал на то, что в странах с более низким проявлением фактической глобализации роль институциональных факторов в формировании уровня глобализации оказывается выше, чем в более глобализованных странах. Возможно, это свидетельствует о тенденции к выравниванию уровня финансовой глобализации в странах мира.

По результатам расчета эффективности факторов формирования фактической глобализации в финансовой сфере из *рисунка 8* видна высокая неоднородность стран по этому показателю: разброс значений происходит от 0,285 до 0,964. Почти 10% (8,28%) стран имеют низкую эффективность до 50%. К ним относятся такие страны, как Иран, Бангладеш, Эфиопия. Из *рисунка 7* видно, что это страны с низким уровнем фактической финансовой глобализации – заметно ниже первого квантиля логарифма этого показателя (3,937). Треть стран (30,34%) имеют среднюю эффективность (50–75%), например, Турция, Россия, Бразилия. Это – страны, в основном, со средним уровнем фактической финансовой глобализации, не превосходящим его медиану (4,199). Более 60% (61,38%) стран имеют высокую эффективность. Заметим, что среди стран с высокой эффективностью есть представители из всех групп по уровню индекса де-факто. Полный список стран со значениями эффективности и логарифма соответствующего индекса глобализации приведен в Приложении (*таблица П2*).

Заключение

Применение методики коинтеграционного анализа к данным 2020 года системы КОФ-индекса глобализации позволило определить динамические соотношения между фактическими и институциональными составляющими глобализации. Показано, что институциональные факторы глобализации являются определяющей основой для фактической интернационализации финансовой сферы и сферы информационных технологий.

Моделирование связи между субиндексами глобализации де-факто и де-юре выявило существенную неоднородность влияния для стран мира. На примере финансовой глобализации показано различие в степени влияния институциональной составляющей на фактическую глобализацию, в частности, его превалирующее значение для менее глобализованных стран с уровнем финансовой глобализации меньшим первого квантиля.

Применение модели стохастической границы к данным финансовой глобализации позволило проанализировать степень эффективности воздействия институциональных мер вместе с общим уровнем благосостояния на фактическую глобализацию в финансовой сфере. Показано, что уровень эффективности варьируется в диапазоне от 28 до 96 процентов. Почти 10% стран имеют низкую эффективность до 50%. Треть стран имеют среднюю эффективность (50–75%), так что доля стран с высокой эффективностью свыше 75% составляет около 60%. ■

Литература

1. Akhter S.H. Is globalization what it's cracked up to be? Economic freedom, corruption, and human development // Journal of World Business. 2004. Vol. 39. No 3. P. 283–295. DOI: 10.1016/j.jwb.2004.04.007.
2. Weiß J., Sachs A., Weinelt H. Globalization report 2018: Who benefits most from globalization. Bertelsmann Stiftung. 2018. [Электронный ресурс]: <https://ged-project.de/globalization/globalization-report-2018-who-benefits-most-from-globalization/> (дата обращения 01.07.2021).
3. Tsai C. Does globalization affect human well-being? // Social Indicators Research. 2007. No 81. P. 103–126. DOI: 10.1007/s11205-006-0017-8.
4. Ghosh A. How does banking sector globalization affect economic growth? // International Review of Economics & Finance. 2017. No 48. P 83–97. DOI: 10.1016/j.iref.2016.11.011.
5. Digital globalization: The new era of global flows: Report / J. Manyika [et al.] / McKinsey Global Institute, 2016. [Электронный ресурс]: <https://www.mckinsey.com/business-functions/digital-mckinsey/our-insights/digital-globalization-the-new-era-of-global-flows> (дата обращения 01.07.2021).
6. Bergh A., Nilsson T. Do liberalization and globalization increase income inequality? // European Journal of Political Economy. 2010. Vol. 26. No 4. P. 488–505. DOI: 10.1016/j.ejpoleco.2010.03.002.
7. Крылова И.А. Россия в условиях глобализации: новые угрозы // Философские науки. 2016. № 4. С. 30–44.
8. Dreher A., Gassebner M., Siemers L. Globalization, economic freedom, and human rights // Journal of Conflict Resolution. 2012. No 56. P. 516–546. DOI: 10.2139/ssrn.1695446.
9. Яницкий О.Н. Вызовы и риски глобализации. Семь тезисов // Социологические исследования. 2019. № 1. С. 29–39. DOI: 10.31857/S013216250003745-2.
10. Черкашина Т.Ю. Индексы глобализации: индикаторы и логика построения // Социология: методология, методы и математическое моделирование. 2011. № 33. С. 136–165.

11. Gygli S., Haelg F., Potrafke N. The KOF globalisation index – revisited // Review of International Organizations. 2019. No 14. P. 543–574. DOI: 10.1007/s11558-019-09344-2.
12. Rajan R.G., Zingales L. The great reversals: The politics of financial development in the twentieth century // Journal of Financial Economics. 2003. Vol. 69. No 1. P. 5–50. DOI: 10.1016/S0304-405X(03)00125-9.
13. Baltagi B.H., Demetriades P.O., Law S.H. Financial development and openness: Evidence from panel data // Journal of Development Economics. 2009. Vol. 89. No 2. P. 285–296. DOI:10.2139/ssrn.1808903.
14. Tovar-García E. Financial globalization and financial development in transition countries // Economía: Teoría y Práctica. 2012. No 36. P. 155–178. DOI: 10.24275/ETYP/AM/NE/362012/Tovar.
15. Atif S.M., Srivastav M., Sauytbekova M., Arachchige U.K. Globalization and income inequality: A panel data analysis of 68 countries. EconStor Preprints 65664. ZBW – Leibniz Information Centre for Economics. 2012. [Электронный ресурс]: <http://hdl.handle.net/10419/65664> (дата обращения 01.07.2021).
16. Law S.H., Azman-Saini W.N.W., Tan H.B. Economic globalization and financial development in east Asia: A panel cointegration and causality analysis // Emerging Markets Finance and Trade. 2014. Vol. 50. No 1. P. 210–225. DOI: 10.2753/REE1540-496X500112.
17. Le T.H., Kim J., Lee M. Institutional quality, trade openness, and financial sector development in Asia: An empirical investigation // Emerging Markets Finance and Trade. 2016. Vol. 52. No 5. P. 1047–1059. DOI: 10.1080/1540496X.2015.1103138.
18. Muye I.M., Muye I.Y. Testing for causality among globalization, institution and financial development: Further evidence from three economic blocs // Borsa Istanbul Review. 2017. Vol. 17. No 2. P. 117–132. DOI: 10.1016/j.bir.2016.10.001.
19. Kahneman D., Deaton A. High income improves evaluation of life but not emotional well-being // Proceedings of National Academy of Sciences. 2014. Vol. 107. No 38. P. 16489–16493. DOI: 10.1073/pnas.1011492107.
20. Mills T.C. The econometric modeling of financial time series. Cambridge. New York, 2008. DOI: 10.2307/2329254.
21. Dolado H., Jenkinson T., Sosvilla-Rivero S. Cointegration and unit roots // Journal of Economic Surveys. 1990. No 4. P. 243–273.
22. Johansen S. Statistical analysis of cointegration vectors // Journal of Economic Dynamics and Control. 1988. Vol. 12. No 2–3. P. 231–254.
23. 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.
24. Toda H.Y., Yamamoto T. Statistical inferences in vector autoregression with possible integrated processes // Journal of Econometrics. 1995. No 66. P. 225–250.
25. Lütkepohl H. New introduction to multiple time series analysis. New York: Springer-Verlag. 2007. DOI: 10.1017/S0266466606000442.
26. Koenker R., Hallock K.F. Quantile regression // Journal of Economic Perspectives. 2001. Vol. 15. No 4. P. 143–156. DOI: 10.1257/jep.15.4.143.
27. Kumbhakar S., Parmeter C., Zelenyuk V. Stochastic frontier analysis: Foundations and advances. Working Papers 2017-10. University of Miami, Department of Economics, 2017. DOI: 10.1017/CBO9781139174411.

Приложения

Таблица П1.

Структура КОФ-индекса глобализации

Индекс	Вес	Индекс	Вес
1. Экономическая глобализация			33,3
1.1. Торговая глобализация			50,0
<i>Де-факто</i>	50,0	<i>Де-юре</i>	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
1.2. Финансовая глобализация			50,0
<i>Де-факто</i>	50,0	<i>Де-юре</i>	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		

Индекс	Вес	Индекс	Вес
2. Социальная глобализация			33,3
2.1. Персональная глобализация			33,3
<i>Де-факто</i>	50,0	<i>Де-юре</i>	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		
2.2. Информационная глобализация			33,3
<i>Де-факто</i>	50,0	<i>Де-юре</i>	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
2.3. Культурная глобализация			33,3
<i>Де-факто</i>	50,0	<i>Де-юре</i>	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		
3. Политическая глобализация			33,3
<i>Де-факто</i>	50,0	<i>Де-юре</i>	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.

**Эффективность формирования финансовой глобализации
в странах мира и логарифм соответствующего
субиндекса глобализации де-факто***

№	страна	ef	ln_d	№	страна	ef	ln_d
1	Iran, Islamic Republic	0,28	3,030	7	Haiti	0,44	3,461
2	Comoros	0,33	3,075	8	Chad	0,45	3,284
3	Bangladesh	0,33	3,147	9	Nepal	0,45	3,363
4	Ethiopia	0,42	3,271	10	Algeria	0,46	3,532
5	Kenya	0,43	3,479	11	Iraq	0,47	3,573
6	Pakistan	0,44	3,437	12	India	0,5	3,624

№	страна	ef	In_d	№	страна	ef	In_d
13	Guatemala	0,51	3,744	51	Gambia	0,72	3,976
14	Myanmar	0,54	3,600	52	Israel	0,72	4,237
15	Sri Lanka	0,56	3,783	53	Saudi Arabia	0,73	4,206
16	Paraguay	0,56	3,866	54	Zimbabwe	0,73	3,948
17	China	0,56	3,835	55	Albania	0,74	4,152
18	Turkey	0,58	3,896	56	Uruguay	0,74	4,216
19	Dominican Republic	0,58	3,930	57	Oman	0,74	4,211
20	Bolivia	0,59	3,839	58	Bulgaria	0,74	4,200
21	Cameroon	0,59	3,722	59	Guinea	0,75	3,934
22	Gabon	0,59	3,866	60	Cote d'Ivoire	0,75	4,035
23	Rwanda	0,59	3,754	61	Bosnia and Herzegovina	0,76	4,102
24	Korea, Rep	0,59	4,020	62	North Macedonia	0,76	4,198
25	Romania	0,61	4,033	63	Ghana	0,76	4,027
26	Ecuador	0,61	3,896	64	Lithuania	0,77	4,282
27	Indonesia	0,62	3,943	65	Sierra Leone	0,77	3,871
28	Tanzania	0,63	3,738	66	Kyrgyz Republic	0,77	4,095
29	Botswana	0,64	4,027	67	Croatia	0,77	4,255
30	Egypt, Arab Republic	0,65	3,971	68	Colombia	0,78	4,189
31	Bhutan	0,65	3,806	69	Tunisia	0,78	4,130
32	Morocco	0,65	3,933	70	Congo, Dem, Republic	0,78	3,859
33	Nigeria	0,65	3,924	71	Mauritania	0,79	4,027
34	Brazil	0,65	3,938	72	Japan	0,79	4,343
35	Benin	0,65	3,806	73	United States	0,79	4,371
36	Burundi	0,66	3,559	74	New Zealand	0,79	4,330
37	Philippines	0,66	4,003	75	Chile	0,79	4,310
38	Mexico	0,67	4,104	76	Greece	0,8	4,303
39	Argentina	0,68	4,108	77	Madagascar	0,8	3,937
40	Peru	0,68	4,089	78	Serbia	0,8	4,261
41	Sudan	0,69	3,999	79	Armenia	0,81	4,256
42	El Salvador	0,69	4,031	80	Jordan	0,81	4,250
43	Mali	0,69	3,807	81	Czech Republic	0,81	4,381
44	Uganda	0,69	3,926	82	Slovenia	0,81	4,333
45	Russian Federation	0,7	4,139	83	Nicaragua	0,81	4,205
46	Belarus	0,71	4,090	84	Italy	0,82	4,360
47	Maldives	0,71	4,124	85	Niger	0,82	3,971
48	Poland	0,72	4,199	86	Vietnam	0,82	4,205
49	Costa Rica	0,72	4,179	87	Malaysia	0,82	4,336
50	Djibouti	0,72	4,061	88	United Arab Emirates	0,83	4,432

№	страна	ef	ln_d	№	страна	ef	ln_d
89	Solomon Islands	0,83	3,984	117	United Kingdom	0,89	4,533
90	South Africa	0,83	4,220	118	Kazakhstan	0,89	4,369
91	Moldova	0,84	4,224	119	Senegal	0,89	4,493
92	Estonia	0,84	4,416	120	Georgia	0,89	3,274
93	Panama	0,84	4,400	121	Switzerland	0,9	4,493
94	Latvia	0,84	4,397	122	Burkina Faso	0,9	3,274
95	Honduras	0,84	4,164	123	Brunei Darussalam	0,9	4,493
96	Germany	0,85	4,446	124	Belize	0,9	3,274
97	Spain	0,85	4,429	125	Luxembourg	0,9	4,493
98	Hungary	0,85	4,411	126	Netherlands	0,9	3,274
99	Canada	0,86	4,450	127	Kiribati	0,9	4,493
100	Equatorial Guinea	0,86	4,253	128	Kuwait	0,91	3,274
101	Namibia	0,86	4,248	129	Ireland	0,91	4,493
102	Liberia	0,86	4,089	130	Montenegro	0,91	3,274
103	Congo	0,86	4,15	131	Mongolia	0,91	4,493
104	Eswatini	0,87	4,232	132	Cambodia	0,91	3,274
105	Austria	0,87	4,479	133	Lebanon	0,91	4,493
106	Portugal	0,87	4,456	134	Guinea-Bissau	0,91	3,274
107	Vanuatu	0,87	4,199	135	Angola	0,92	4,493
108	France	0,87	4,483	136	Cyprus	0,92	3,274
109	Finland	0,87	4,491	137	Malta	0,92	4,493
110	Denmark	0,87	4,499	138	Bahamas	0,92	3,274
111	Cabo Verde	0,88	4,315	139	Ukraine	0,93	4,493
112	Sweden	0,88	4,508	140	Lesotho	0,94	3,274
113	Norway	0,88	4,506	141	Mauritius	0,94	4,493
114	Bahrain	0,89	4,507	142	Marshall Islands	0,95	3,274
115	Belgium	0,89	4,533	143	Togo	0,96	4,493
116	Jamaica	0,89	4,369	144	Mozambique	0,96	3,274
				145	Timor-Leste	0,96	4,493

* Жирным шрифтом помечены квартили индекса де-факто

Об авторах

Копнова Елена Дмитриевна

кандидат технических наук, доцент;

доцент департамента статистики и анализа данных, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», 109028, г. Москва, ул. Покровский бульвар, д. 11;

E-mail: ekopnova@hse.ru

ORCID: 0000-0002-8429-141X

Родионова Лилия Анатольевна

кандидат экономических наук;

доцент департамента статистики и анализа данных, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», 109028, г. Москва, ул. Покровский бульвар, д. 11;

E-mail: lrodionova@hse.ru

ORCID: 0000-0002-0310-6359

Modeling the links between institutional and actual globalization in the countries of the world

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, Myasnickaya Street, Moscow 101000, Russia**Abstract**

The paper is devoted to modeling the links between the institutional and actual level of globalization in the countries of the world. Vector models of error correction, quantile regression, and a stochastic frontier model are considered. As a measure of globalization and its components, the KOF-index of globalization system is used, which allows us to analyze individual globalization processes in the economy, social sphere and politics. According to 2020 data, we determine the dynamic relations between the actual and institutional components of globalization, and the priority of the institutional component for informational and financial globalization is revealed. The example of financial globalization shows the uneven degree of influence of the institutional component on the actual globalization, in particular, its prevailing importance for less globalized countries, indicating the alignment of the degree of internationalization in the global financial system. The degree of effectiveness of the impact of institutional measures, together with the overall level of well-being on the actual financial globalization is analyzed. It is shown that the spread across the countries of the world in the efficiency indicator is almost 70%. Almost 10% of countries have a low efficiency of up to 50%. One third of the countries has average efficiency (50–75%). The share of countries with high efficiency over 75% is about 60%.

Key words: KOF index of globalization; cointegration; vector error correction model; forecast errors variance decomposition; quantile regression; stochastic frontier model.

Citation: Kopnova E.D., Rodionova L.A. (2021) Modeling the links between institutional and actual globalization in the countries of the world. *Business Informatics*, vol. 15, no 4, pp. 61–75. DOI: 10.17323/2587-814X.2021.4.61.75

References

1. Akhter S.H. (2004) Is globalization what it's cracked up to be? Economic freedom, corruption, and human development. *Journal of World Business*, vol. 39, no 3, pp. 283–295. DOI: 10.1016/j.jwb.2004.04.007.
2. Weiß J., Sachs A., Weinelt H. (2018) *Globalization report 2018: Who benefits most from globalization*. Bertelsmann Stiftung. Available at: <https://ged-project.de/globalization/globalization-report-2018-who-benefits-most-from-globalization/> (accessed 01 July 2021).
3. Tsai C. (2007) Does globalization affect human well-being? *Social Indicators Research*, no 81, pp. 103–126. DOI: 10.1007/s11205-006-0017-8.
4. Ghosh A. (2017) How does banking sector globalization affect economic growth? *International Review of Economics & Finance*, no 48, pp. 83–97. DOI: 10.1016/j.iref.2016.11.011.

5. 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. Available at: <https://www.mckinsey.com/business-functions/digital-mckinsey/our-insights/digital-globalization-the-new-era-of-global-flows> (accessed 01 July 2021).
6. Bergh A., Nilsson T. (2010) Do liberalization and globalization increase income inequality? *European Journal of Political Economy*, vol. 26, no 4, pp. 488–505. DOI: 10.1016/j.ejpoleco.2010.03.002.
7. Krylova I.A. (2016) Russia in the context of globalization: New threats. *Russian Journal of Philosophical Sciences*, no 4, pp. 30–44 (in Russian).
8. Dreher A., Gassebner M., Siemers L. (2012) Globalization, economic freedom, and human rights. *Journal of Conflict Resolution*, no 56, pp. 516–546. DOI: 10.2139/ssrn.1695446.
9. Yanitzky O.N. (2019) Challenges and risks of globalization. Seven Theses. *Sociological Studies*, no 1, pp. 29–39 (in Russian). DOI 10.31857/S013216250003745-2.
10. Cherkashina T.Yu. (2011) Indices of globalization: Indicators and the calculation scheme. *Sociology: methodology, methods, mathematical modeling*, no 33, pp. 136–165 (in Russian).
11. Gygli S., Haelg F., Potrafke N. (2019) The KOF globalisation index – revisited. *Review of International Organizations*, no 14, pp. 543–574. DOI: 10.1007/s11558-019-09344-2.
12. Rajan R. G., Zingales L. (2003) The great reversals: The politics of financial development in the twentieth century. *Journal of Financial Economics*, vol. 69, no 1, pp. 5–50. DOI: 10.1016/S0304-405X(03)00125-9.
13. Baltagi B.H., Demetriades P.O., Law S.H. (2009) Financial development and openness: Evidence from panel data. *Journal of Development Economics*, vol. 89, no 2, pp. 285–296. DOI: 10.2139/ssrn.1808903.
14. Tovar-García E. (2012) Financial globalization and financial development in transition countries. *Economía: Teoría y Práctica*, no 36, pp. 155–178. DOI: 10.24275/ETYP/AM/NE/362012/Tovar.
15. Atif S.M., Srivastav M., Sauyrbekova M., Arachchige U.K. (2012) Globalization and income inequality: A panel data analysis of 68 countries. *EconStor Preprints*, no 65664. ZBW – Leibniz Information Centre for Economics. Available at: <http://hdl.handle.net/10419/65664> (accessed 01 July 2021).
16. 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*, vol. 50, no 1, pp. 210–225. DOI: 10.2753/REE1540-496X500112.
17. 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*, vol. 52, no 5, pp. 1047–1059. DOI: 10.1080/1540496X.2015.1103138.
18. 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*, vol. 17, no 2, pp. 117–132. DOI: 10.1016/j.bir.2016.10.001.
19. Kahneman D., Deaton A. (2014) High income improves evaluation of life but not emotional well-being. *Proceedings of National Academy of Sciences*, vol. 107, no 38, pp. 16489–16493. DOI: 10.1073/pnas.1011492107.
20. Mills T.C. (2008) *The econometric modeling of financial time series*. Cambridge. New York. DOI: 10.2307/2329254.
21. Dolado H., Jenkinson T., Sosvilla-Rivero S. (1990) Cointegration and unit roots. *Journal of Economic Surveys*, no 4, pp. 243–273.
22. Johansen S. (1988) Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, no 2–3, pp. 231–254.
23. 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.
24. Toda H.Y., Yamamoto T. (1995) Statistical inferences in vector autoregression with possible integrated processes. *Journal of Econometrics*, no 66, pp. 225–250.
25. Lütkepohl H. (2007) *New introduction to multiple time series analysis*. New York: Springer-Verlag. DOI: 10.1017/S0266466606000442.
26. Koenker R., Hallock K.F. (2021) Quantile regression. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15, no 4, pp. 143–156. DOI: 10.1257/jep.15.4.143.
27. Kumbhakar S., Parmeter C., Zelenyuk V. (2017) *Stochastic frontier analysis: Foundations and advances. Working Papers 2017–10*, University of Miami, Department of Economics. DOI: 10.1017/CBO9781139174411.

About the authors

Elena D. Kopnova

Cand. Sci. (Tech.);

Associate Professor, Department of Statistics and Data Analysis, National Research University Higher School of Economics, 11 Pokrovsky Bulvar, Moscow 109028, 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, National Research University Higher School of Economics, 11 Pokrovsky Bulvar, Moscow 109028, Russia;

E-mail: lrodionova@hse.ru

ORCID: 0000-0002-0310-6359