

**О. А. Подкорытова**

канд. физ.-мат. наук, доцент Европейского университета в Санкт-Петербурге

**Ю. В. Раскина**

преподаватель Европейского университета в Санкт-Петербурге

## **КОНВЕРГЕНЦИЯ ЭНЕРГОЕМКОСТИ ВВП В СТРАНАХ БЫВШЕГО СССР<sup>1</sup>**

### **Введение**

Советская экономика была одной из самых энергоемких в мире. Этому способствовали богатство энергетическими природными ресурсами некоторых республик, входивших в состав СССР, плановая экономика и низкие внутренние цены на энергоносители, которые почти не варьировали внутри страны. В результате стимулы к эффективному использованию энергии практически отсутствовали.

После распада СССР республики, входившие в его состав, стали суверенными странами; единое экономическое пространство с едиными ценами, несмотря на создание экономических блоков среди некоторых стран, исчезло. Кроме того, экономики этих стран с той или иной скоростью становились рыночными, рынки энергоресурсов — открытыми. Возможность получать прибыль от продажи ресурсов внутреннему и особенно внешнему потребителю способствовала быстрому росту цен на энергоносители, прежде всего в тех странах бывшего СССР, в которых природные энергетические ресурсы отсутствуют<sup>2</sup>. Высокие цены на энергоносители создают стимулы для более эффективного потребления энергии.

Помимо высоких цен существенным соображением для повышения энергоэффективности является энергетическая безопасность. Энергозависимые страны могут испытывать политическое и экономическое давление со стороны поставщиков энергии.

Кроме того, в современном мире гораздо большее значение придается охране окружающей среды, чем еще 20 лет назад. Потребление и преобразование энергии — один из самых загрязняющих видов деятельности. Производство ВВП менее энергоемким способом снижает эти загрязнения и поэтому является желанным для стран, озабоченных вопросами экологии.

Эти соображения имеют различную силу в разных странах бывшего СССР ввиду особенностей процессов их развития. Однако энергоемкость ВВП с нача-

---

<sup>1</sup> Авторы благодарны ExxonMobil за финансовую поддержку исследования.

<sup>2</sup> В странах бывшего СССР, богатых природными ресурсами, до сих пор сохраняются некоторые льготные условия для внутреннего потребителя.

ла 1990-х гг. и по настоящее время сокращается во всех этих странах. Цель нашего исследования — анализ изменений моделей энергопотребления в странах бывшего СССР и выявление общих тенденций в этих процессах. Для этого мы используем теорию конвергенции и исследуем конвергенцию энергоёмкости ВВП в странах бывшего СССР доступным к настоящему времени эконометрическим и статистическим инструментарием.

Статья организована следующим образом. В разделе 1 мы описываем типы конвергенции, выделяемые в настоящее время в научной литературе. В разделе 2 приводится обзор эмпирических исследований, посвященных энергоёмкости ВВП. Раздел 3 содержит описание используемых в работе данных, здесь же приводятся некоторые факты об энергоёмкости ВВП в постсоветских странах. В разделе 4 исследуется клубная конвергенция энергоёмкости ВВП в постсоветских странах. Раздел 5 посвящен эмпирическому анализу  $\sigma$ -конвергенции. В разделе 6 исследуется  $\beta$ -конвергенция при помощи моделей панельных данных. В разделе 7 реализуется стохастический подход к исследованиям конвергенции. В заключении мы сравниваем и обобщаем результаты, полученные различными методами.

### 1. Три концепции конвергенции

Понятие конвергенции обычно связывают с теорией экономического роста и сокращением неравенства по доходам между странами или регионами. Однако этим применение теории конвергенции не ограничивается, о чем говорит недавний рост числа исследований и статей, использующих соответствующие идеи и методы в других областях, включая экономику энергетики.

Обычно рассматривают три вида конвергенции. Существование  $\beta$ -конвергенции, введенной У. Баумолем (Baumol, 1986), предполагает, что имеется отрицательная связь между начальным уровнем интересующей нас величины (например, доходов, выбросов диоксида углерода или производительности энергии и др.) и темпом ее роста, так как отстающие страны могут воспользоваться технологиями, разработанными передовыми странами. Классическое уравнение для тестирования  $\beta$ -конвергенции имеет вид:

$$\frac{1}{T} \ln \left[ \frac{Y_t}{Y_{t-T}} \right] = \alpha + \beta \ln(Y_{t-T}) + \text{Другие факторы} + \text{Ошибка}, \quad (1)$$

где  $Y_t$  — значение переменной  $Y$  в текущий момент времени  $t$ ;  $Y_{t-T}$  — ее значение с лагом  $T$ .

Отрицательный значимый коэффициент  $\beta$  говорит о наличии конвергенции. Скорость конвергенции вычисляется (Sala-i-Martin, 1996a) как

$$\lambda = -\frac{1}{T} \ln(1 + \beta).$$

Различают условную и безусловную конвергенцию. Первая подразумевает, что есть сходимость к некоему единому для всех стран уровню, а вторая, что сходимость может зависеть от специфических особенностей страны, таких, например, как масштаб производства или цены на энергоносители. В работе (Barro, Sala-i-Martin, 1990) авторы рассматривали  $\sigma$ -конвергенцию, связанную с убыванием по времени вариации исследуемой переменной (т. е. страны становятся более похожими друг на друга). Эти два вида конвергенции связаны между собой, но не совпадают, так как  $\beta$ -конвергенция необходима, хотя и недостаточна для  $\sigma$ -конвергенции (Sala-i-Martin, 1996b). Третий тип конвергенции — стохастическая — восходит к работе (Quah, 1990), заинтересовавшегося длительнос-

тью шоков в душевом доходе. В работе (Bernard, Durlauf, 1995, 1996) были распространены идеи конвергенции на временные ряды. Первый вариант определения отвергал конвергенцию, если разность между уровнями переменной для двух стран имела стохастический и (или) детерминированный тренд. Это довольно жесткое условие, означающее, что процесс конвергенции уже закончился. Второй вариант допускает убывающий временной тренд, тем самым учитывая, что отстающие страны могут догонять передовые. При этом наличие единичных корней в рядах отклонений свидетельствует о долговременных шоках и, следовательно, о дивергенции. Различают также глобальную и локальную (по клубам) конвергенции. Деление на клубы может быть как априорным, так и основанным на статистических данных. В работе (Islam, 2003) содержится подробный обзор литературы о конвергенции — обсуждаются как различные концепции и методологии тестирования (а также их соответствие друг другу), так и полученные результаты.

Мы предлагаем применить теорию конвергенции к анализу энергоемкости ВВП на постсоветском пространстве. Конвергенция энергоемкости может означать, что технологические различия между регионами уменьшаются с течением времени. А ее отсутствие может выявить особенности в распространении технологий в области энергетики и послужить мотивом для поддержки энергосберегающей политики. Для исследования конвергенции энергоемкости мы рассмотрим все три подхода. Конкретные методы будут описаны в разделах 4—7.

## **2. Обзор эмпирических результатов, касающихся конвергенции энергоемкости ВВП**

Исследованию энергоемкости до сих пор уделялось не так много внимания, хотя литература, посвященная конвергенции выбросов диоксида углерода, достаточно обширна, а число работ по конвергенции экономик по доходам практически необозримо.

Анг (Ang, 1999) показал, что энергоемкость (количество энергии, требуемое для производства единицы ВВП) варьирует в широком диапазоне и имеет большее влияние на выбросы диоксида углерода, чем интенсивность использования диоксида углерода (количество диоксида углерода на производство единицы энергии). Таким образом, энергоемкость может быть полезным фактором для оценки роли уровня развития промышленно развитых и развивающихся стран в изменении климата. Позже Анг и Лиу (Ang, Liu, 2006) обнаружили, что тренд энергоемкости во многих случаях сменился с возрастающего на убывающий, что побуждает к исследованию конвергенции. В работе (Cornille, Fankhauser, 2004) рассматриваются традиционно высокоэнергоемкие экономики стран Центральной и Восточной Европы и бывшего Советского Союза. Они пришли к выводу, что цены на энергоносители и прогресс в реструктуризации предприятий являются двумя наиболее важными факторами для более эффективного использования энергии. В работе (Markandya et al., 2006) изучается связь между энергоемкостью в 12 странах Восточной Европы с переходной экономикой и в 15 странах Евросоюза. Из полученных ими результатов, в частности, следует, что в среднем 1%-ный разрыв в душевом ВВП между средним уровнем Евросоюза и в странах с переходной экономикой ведет к уменьшению скорости роста энергоемкости на 1,02%. В работе (Mulder, DeGroot, 2012) исследовались 18 стран OECD и 50 секторов экономики в других странах за период 1970—2005 гг. Они обнаружили, что между секторами догоняющих и развитых стран наблюдается конвергенция, причем ее средняя скорость в секторе услуг выше, чем в обрабатывающей промышленности. В работе (LePen, Sévi, 2010a)

было обнаружено, что стохастическая конвергенция отвергается для группы из 97 стран за 1971—2003 гг. В статье (LePen, Sévi, 2010b) проверялось наличие детерминированных трендов в энергоемкостях для различных выборок. В работе (Liddle, 2010) использовалось два больших набора данных — 111 стран за 1971—2006 гг. и 134 страны за 1990—2006 гг., подтверждающих конвергенцию, причем усиливающуюся в последнее время. В работе (Zhang, 2013), используя объединенную модель панельных данных, были обнаружены признаки коинтеграции для 28 стран Восточной Европы и Центральной Азии. Метод декомпозиции показал, что энергоемкость снизилась в основном из-за более эффективного использования энергии.

### 3. Данные

В статье анализируется энергоемкость ВВП — количество энергии, которое требуется, чтобы произвести одну единицу ВВП. Мы используем показатель «потребление энергии<sup>1</sup> на 1000 долларов ВВП<sup>2</sup>». Источником данных служит база данных Всемирного банка — World development indicators<sup>3</sup>. Использование энергии представляет собой потребление первичной энергии до трансформации в иное топливо для конечного использования, которое равно производству внутри страны плюс импорт и изменение запасов, за вычетом экспорта и топлива, находящегося в процессе международных перевозок.

Мы исследовали процессы конвергенции в 15 странах бывшего СССР. Список анализируемых стран приведен в табл. 1 (данные охватывают 1990—2010 гг., за исключением Эстонии, данные для которой доступны с 1995 г.).

Таблица 1

Список анализируемых стран

Страны бывшего СССР		
Азербайджан	Киргизия	Таджикистан
Армения	Латвия	Туркменистан
Беларусь	Литва	Узбекистан
Грузия	Молдавия	Украина
Казахстан	Россия	Эстония

На рис. 1 представлены энергоемкость ВВП за 1990, 1995 и 2010 гг. и отношение энергоемкости в 2010 г. к 1995 г. (показаны цифрами около столбцов, отражающих энергоинтенсивность каждой страны). Заметно, что временные тренды энергоемкости ВВП в анализируемых странах существенно различаются. Выделяется группа стран, энергоемкость ВВП которых в 1990—1995 гг. была невысокой, а к 2010 г. сократилась еще сильнее (Латвия, Литва, Таджикистан). В других странах энергоемкость в начале 1990-х гг. была довольно высокой, но к 2010 г. сильно снизилась, достигнув уровня первой группы стран (яркий пример — Азербайджан и Армения). В Туркмении, Узбекистане и Украине энергоемкость в 1990—1995 гг. была очень высокой, и хотя к 2010 г. она существенно снизилась, остается по-прежнему все еще намного выше, чем в большинстве анализируемых стран.

<sup>1</sup> В кг нефтяного эквивалента.

<sup>2</sup> В постоянных ценах 2005 г. по паритету покупательной способности.

<sup>3</sup> <http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>

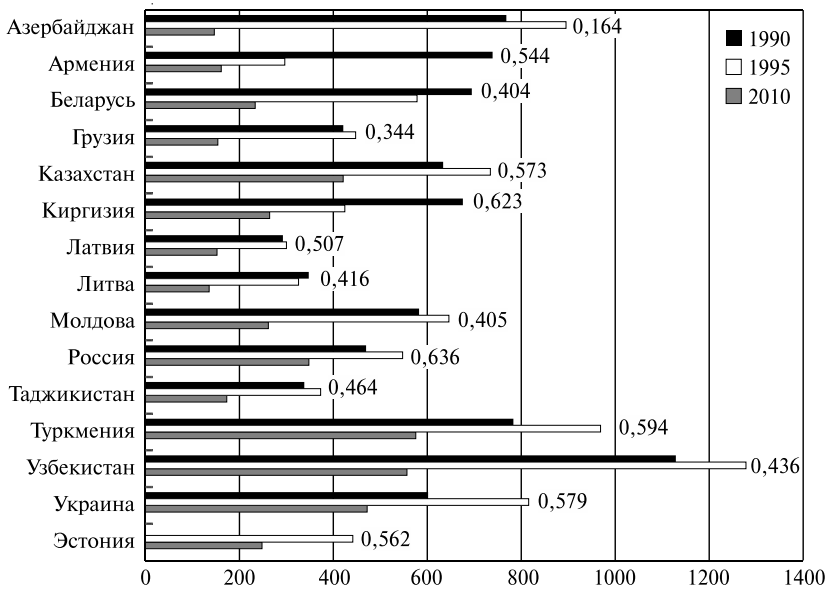


Рис. 1. Потребление энергии (в кг нефтяного эквивалента) на 1000 долл. ВВП (в постоянных ценах 2005 г. по ППС)

#### 4. Клубная конвергенция

Мы исследовали клубную конвергенцию энергоёмкости ВВП среди стран бывшего СССР, опираясь на методологию, развитую в работе (Phillips, Sul, 2007). Эта методология основана на анализе поведения во времени дисперсии отношения исследуемой величины к ее среднему значению по выборке. В работе предложен эконометрический тест на существование конвергенции в группе стран (названный авторами  $\log t$ -тестом), а также предложена основанная на нем процедура выявления клубов стран, конвергенция в которых происходит к различным клубным равновесиям. Такой подход позволяет также выделять страны, которые демонстрируют дивергенцию.

##### 4.1. Нелинейная факторная модель и конвергенция

Рассмотрим панельные данные  $X_{it}$ , где номер  $i = 1, \dots, n$  обозначает составляющие выборку страны, индекс  $t = 1, \dots, T$  обозначает период времени. В нашем случае  $X_{it}$  — энергоёмкость ВВП.

При моделировании гетерогенности в панели одним из стандартных инструментов являются факторные модели, включающие в себя структурный фактор и специфические эффекты.

В работе (Phillips, Sul, 2007) предлагается следующее представление факторной модели:

$$X_{it} = \delta_{it}\mu_t, \tag{2}$$

где  $\mu_t$  измеряет общий для всех стран тренд, а  $\delta_{it}$  является меняющимся во времени специфическим элементом.

Фактор  $\mu_t$  может представлять агрегированное общее поведение  $X_{it}$ . Фактор  $\delta_{it}$  измеряет относительную долю страны  $i$  в момент времени  $t$  в  $\mu_t$ , т. е. представляет собой расстояние между компонентой общего тренда  $\mu_t$  и  $X_{it}$ .

Меняющееся во времени поведение  $\delta_{it}$  моделируется в работе (Phillips, Sul, 2007) в полупараметрической форме как

$$\delta_{it} = \delta_i + \sigma_i \xi_{it} L(t)^{-1} t^{-\alpha},$$

где  $\delta_i$  фиксировано,  $\sigma_i$  — специфический параметр масштабирования,  $\xi_{it} \sim \text{idd}(0, 1)$  по  $i$  и слабо зависит от  $t$ , а  $L(t)$  — медленно меняющаяся функция (например,  $\log t$ ), для которой  $L(t) \rightarrow \infty$  при  $t \rightarrow \infty$ ,  $\alpha$  — скорость конвергенции.

Эта формулировка гарантирует, что  $\delta_{it}$  сходится к  $\delta_i$  при всех  $\alpha \geq 0$ . Таким образом, мы будем проверять нулевую гипотезу о конвергенции:

$$H_0 : \delta_i = \delta, \alpha \geq 0 \text{ против альтернативы } H_\Phi : \delta_i \neq \delta \text{ или } \alpha < 0.$$

Заметим, что при  $H_0$  допустимы различные пути перехода к равновесию экономик  $i$  и  $j$ , включая временную дивергенцию, которая относится к периодам, когда  $\delta_i \neq \delta_j$ . Поэтому метод, предложенный в работе (Phillips, Sul, 2007), позволяет обнаружить конвергенцию в случаях, когда другие методы (например, тесты, основанные на стационарности временных рядов), ее отвергают.

Для анализа конвергенции в гетерогенной панели (Phillips, Sul, 2007) определяют конвергенцию с точки зрения отношения временных рядов, а не их линейной комбинации, как в случае коинтеграции. А именно, относительное долгосрочное равновесие существует, если

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{X_{it+k}}{X_{jt+k}} = 1 \text{ для любых } i \text{ и } j,$$

что эквивалентно

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \delta_{it+k} = \delta.$$

Оценка меняющегося во времени фактора  $\delta_{it}$ , который несет в себе информацию о пути перехода каждой страны в панели, возможна в относительном виде

$$h_{it} = \frac{X_{it}}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_{it}} = \frac{\delta_{it}}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \delta_{it}}.$$

Этот так называемый относительный параметр перехода, как и фактор  $\delta_{it}$ , представляет собой путь перехода страны  $i$ , но по отношению к среднему значению по панели.

По определению среднее значение  $h_{it}$  по выборке стран в любой момент времени равно единице. В случае конвергенции, когда все экономики следуют одному и тому же пути перехода (т. е.  $\delta_{it}$  сходится к  $\delta$ ),  $h_{it}$  сходится к единице. В этом случае в долгосрочном периоде дисперсия  $h_{it}$  сходится к нулю:

$$H_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (h_{it} - 1)^2 \rightarrow 0, \text{ когда } t \rightarrow \infty.$$

Именно это свойство используется для тестирования гипотезы о сходимости группы экономик к среднему значению по клубу и выявлении конвергентных клубов.

#### 4.2. $\log t$ -тест и процедура выявления клубов

В работе (Phillips, Sul, 2007) для тестирования нулевой гипотезы о конвергенции в нелинейной факторной модели (2) предлагали оценить МНК регрессионное уравнение

$$\log \left( \frac{H_1}{H_t} \right) - 2 \log L(t) = a + b \log t + u, \quad (3)$$

где  $L(t) = \log(t + 1)$ .

Интересующая нас скорость сходимости  $\alpha$  находится из соотношения  $b = 2a$ . Для проверки неравенства  $\alpha \geq 0$  проводится односторонний  $t$ -тест, используя оцененный коэффициент  $\hat{b}$  и состоятельную оценку его стандартной ошибки с коррекцией на гетероскедастичность и автокорреляцию. Например, на 5%-ном уровне значимости нулевая гипотеза о конвергенции отвергается, если  $t_{\hat{b}} < -1,65$ . Авторы теста рекомендуют оценивать уравнение (3) не по полной выборке, а исключить из нее первые  $rT$  наблюдений. Основываясь на экспериментах по методу Монте-Карло, они предлагают использовать  $r = 0,3$ .

Отсутствие конвергенции в панели стран не влечет отсутствие клубной конвергенции. В статье (Phillips, Sul, 2007) предлагается следующий алгоритм выявления клубов, в которых страны сходятся к частным клубным равновесиям.

*Шаг 1.* Упорядочим страны в панели согласно наблюдениям за последний год (авторы указывают, что если вариация исследуемой величины велика, то следует проводить упорядочивание по среднему значению за несколько последних лет).

*Шаг 2. Формирование ядра первого клуба.* Сформируем подгруппу  $G_k$  из  $k$  первых стран из упорядоченной выборки,  $n > k \geq 2$ , применим для нее  $\log t$ -тест и рассчитаем тестовую статистику  $t_k = t(G_k)$ . Ядро первого клуба выбирается исходя из условия максимизации  $t_k$  при условии  $t_k > -1,65$ .

*Шаг 3. Присоединение членов клуба.* Присоединяем страны по одной к сформированному на предыдущем шаге ядру первого клуба. Объявляем страну членом данного клуба, если соответствующая  $t$ -статистика в  $\log t$ -тесте для этой группы больше нуля<sup>1</sup>. Проводим также  $\log t$ -тест для сформированного таким образом клуба, используя критерий  $t_k > -1,65$  для целой группы. Если группа в целом не проходит этот тест, повторяем шаг заново, повысив критическое значение  $t$ -статистики для отбора членов клуба.

*Шаг 4.* Проводим  $\log t$ -тест для группы стран, не включенных в клуб на предыдущем шаге. Если гипотеза конвергенции для них не отвергается, то они формируют второй клуб и мы делаем заключение, что в нашей выборке стран существуют два клуба. Если гипотеза конвергенции для них отвергается, повторяем для них шаги 2 и 3, чтобы сформировать ядро второго клуба и выбрать членов, входящих в него.

### 4.3. Исследование клубной конвергенции энергоёмкости ВВП в странах бывшего СССР

Мы применили описанную методологию к исследованию энергоёмкости ВВП в странах бывшего СССР<sup>2</sup>.

Для всей выборки стран, согласно проведенному  $\log t$ -тесту, гипотеза конвергенции была отвергнута на 5%-ном уровне значимости.

При применении процедуры формирования клубов к данной группе стран были выделены два клуба, результаты приведены в табл. 2. На шаге 1 процедуры выявления клубов страны были упорядочены согласно возрастанию среднего значения энергоёмкости ВВП за последние три года.

<sup>1</sup> В экспериментах по методу Монте-Карло авторы показывают, что выбор именно такого значения критической точки на этом шаге позволяет минимизировать сумму ошибок первого и второго рода.

<sup>2</sup> Оценивание проводилось в пакете EconometricViews7.0; оценки стандартных ошибок, скорректированные на гетероскедастичность и автокорреляцию, брались в форме Невье—Веста.

Таблица 2

## Результаты процедуры выделения клубов

	Клуб 1	Клуб 2
Члены клуба	Латвия, Литва, Грузия, Азербайджан, Армения, Таджикистан, Эстония, Беларусь, Киргизия, Молдова	Россия, Казахстан, Украина, Туркменистан, Узбекистан
$\hat{b}$	-0,1230	0,5460
$t$ -stat	-0,8900	1,1382
s.e.	0,1460	0,4700

В первый клуб попали страны, которым для производства ВВП на 1000 долл. США в среднем за 2007—2010 гг. требовалось не более чем 340 тонн нефтяного эквивалента. Второй клуб сформирован из стран, энергоёмкость ВВП которых в среднем за 2007—2010 гг. была выше этого значения и доходила до 634 тонн нефтяного эквивалента (для Узбекистана). Надо отметить, что экономики стран внутри каждого клуба сильно различаются. В оба клуба входят страны как с высоким, так и низким уровнем экономического развития. В обоих клубах есть страны как богатые природными ресурсами, так и ресурсозависимые. Без дополнительного детального анализа, который выходит за рамки данного исследования, невозможно понять, какие экономические переменные ответственны за формирование клубов.

5.  $\sigma$ -конвергенция

Согласно (Dalgaard, Vastrup, 2001), двумя самыми популярными мерами вариации переменной  $y$  в выборке из  $n$  стран для нахождения подтверждения существования  $\sigma$ -конвергенции служат коэффициент вариации переменной  $y$  и стандартное отклонение ее логарифма  $\sigma$ :

$$v = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}}{\bar{y}}, \quad \bar{y} \equiv \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i;$$

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log^2 \left( \frac{y_i}{y^*} \right)}, \quad \log y^* \equiv \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log y_i.$$

В работе (Dalgaard, Vastrup, 2001) было показано, что использование этих двух показателей может приводить к противоположным заключениям о существовании  $\sigma$ -конвергенции, поэтому в настоящей работе мы используем обе эти меры.

Таким образом, приняты соотношения

$$v_t > v_{t+T}, \text{ для любого } T > 0;$$

$$\sigma_t > \sigma_{t+T}, \text{ для любого } T > 0,$$

означающие, что межстрановая вариация убывает со временем, будут свидетельствовать о существовании  $\sigma$ -конвергенции.

На рис. 2 представлены коэффициенты вариации энергоёмкости ВВП для всех стран бывшего СССР и для клубов стран, выявленных в разделе 4.3. На рис. 3 представлены стандартные отклонения логарифма энергоёмкости ВВП для этих же групп стран.

Свидетельства  $\sigma$ -конвергенции энергоёмкости ВВП в странах бывшего СССР за период исследования отсутствуют. Разбиение на клубы позволяет обнаружить



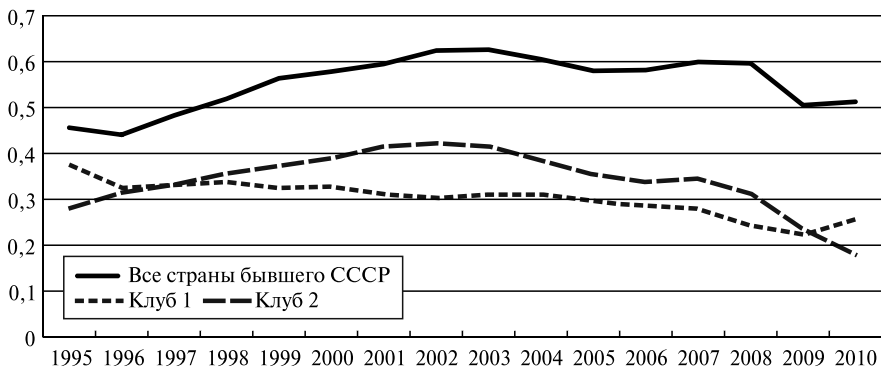


Рис. 2. Коэффициент вариации энергоёмкости ВВП

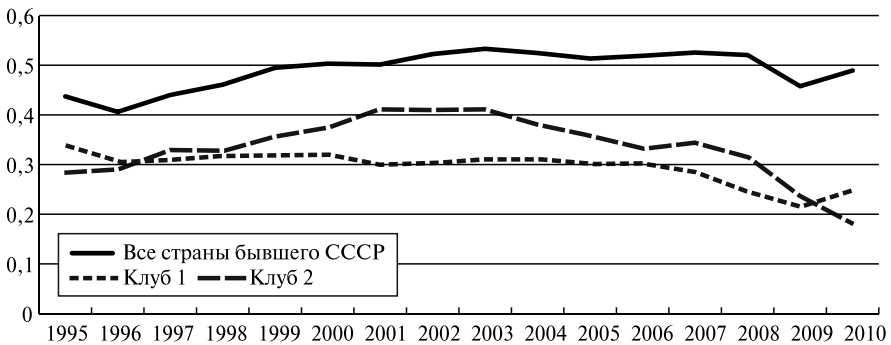


Рис. 3. Стандартное отклонение логарифма энергоёмкости ВВП

свидетельства  $\sigma$ -конвергенции энергоёмкости ВВП в первом кластере на протяжении почти всего периода исследования, во втором кластере — во второй половине периода исследования.

### 6. $\beta$ -конвергенция

Теперь мы обратимся к проверке  $\beta$ -конвергенции (условной). Располагая данными за 1990—2010 гг., естественно оценивать модели панельных данных. Мы использовали модель с фиксированными пространственными и временными эффектами<sup>1</sup>:

$$\ln \left( \frac{IE_{i,t}}{IE_{i,t-1}} \right) = \alpha_i + \mu_t + \beta \ln(IE_{i,t-1}) + \varepsilon_{it}. \tag{4}$$

Результаты оценивания, приведенные в табл. 3, говорят о наличии конвергенции, хотя и очень медленной (при столь малых значениях скорость  $\lambda$  совпадает с самим коэффициентом  $\beta$ ).

Уравнение (4) можно записать в динамической форме:

$$\ln(IE_{i,t}) = \alpha_i + \mu_t + (1 + \beta)\ln(IE_{i,t-1}) + \varepsilon_{it}. \tag{5}$$

Хорошо известно, что при наличии лагированной зависимой переменной стандартный LSDV-метод<sup>2</sup> приводит к смещенным оценкам, если панель короткая. С этой проблемой боролись разными способами. Часть исследователей предлагали состоятельные оценки. Так, (Anderson, Hsiao, 1982) использовали

<sup>1</sup> Оценивание проводилось в пакетах EconometricViews7.0 и STATA11.

<sup>2</sup> Least Squares Dummy Variable.

Таблица 3

**Оценки коэффициентов  $\beta$ , модель с фиксированными эффектами,  
коэффициенты для пространственных и временных эффектов опущены**

	Страны бывшего СССР	Клуб 1	Клуб 2
$\beta$	-0,14***	-0,07***	-0,04*
$R^2$ within	0,19		0,31
$n$	15	10	5
$T$	21	21	21

Здесь и далее символы \*\*\*, \*\* и \* отмечают коэффициенты, значимые на 1%-ном, 5%-ном и 10%-ном уровнях.

второй лаг зависимой переменной (как в уровнях, так и в разностях) как инструменты для  $FD$ -модели. (Arellano, Bond, 1991) предложили более эффективную  $GMM$ -оценку для  $FD$ -модели. В работах (Arellano, Bover, 1995; Blundell, Bond, 1998) был обнаружено, что в случае, когда авторегрессионный процесс слишком персистентный, лагированные уровни являются слабыми инструментами, и предложили использовать дополнительные условия на моменты. Недостаток этих методов состоит в том, что они обеспечивают хорошие свойства оценок лишь при больших  $N$ . Поэтому другой подход заключался в разработке скорректированного LSDV (LSDVC). Никелль (Nickell, 1981) предложил аналитическое выражение для асимптотического смещения  $O(T^{-1})$  при  $n \rightarrow \infty$  в случае авторегрессии первого порядка. В работе (Kiviet, 1995) было предложено корректировать LSDV, включая члены порядка  $N^{-1}T^{-1}$ , а в работе (Kiviet, 1999) введены еще более аккуратные поправки при использовании членов порядка  $N^{-2}T^{-2}$ . Точность этих поправок (LSDVC) была проанализирована в работе (Bun, Kiviet, 2003). (Bruno, 2005a, b) обобщил эти результаты на случай несбалансированных панелей и реализовал алгоритм в программе «xtlsvdc» в пакете STATA.

Таблицы 4–6 содержат оценки коэффициентов  $\beta$  методом Anderson—Hsiao (AH), Arellano—Bond (AB), Blundell—Bond (BB) с учетом поправок Nickell и Kiviet.

Отчетливо видно, что в первом клубе наличие конвергенции подтверждается, в то время как во втором клубе и в целом по странам бывшего Советского Союза она маловероятна.

Таблица 4

**Оценки коэффициентов  $\beta$  для первого клуба, динамические модели**

	АН	АВ	ВВ
$1/T$	-0,18**	-0,1*	-0,07*
$1/(nT)$	-0,1*	-0,1*	-0,08*

Таблица 5

**Оценки коэффициентов  $\beta$  для второго клуба, динамические модели**

	АН	АВ	ВВ
$1/T$	-0,15*	-0,03	-0,01
$1/(nT)$	-0,15*	-0,04	-0,04

Таблица 6

**Оценки коэффициентов для бывшего СССР, динамические модели**

	АН	АВ	ВВ
$1/T$	-0,15*	-0,08	-0,05
$1/(nT)$	-0,15*	-0,08	-0,06

### 7. Тест Песарана

При стохастическом подходе для случая нескольких стран обычно рассматривают ряды отклонений от среднего по выборке или страны-«образца». (Pesaran, 2007) разработал новый критерий, главное преимущество которого состоит в том, что результат не зависит от выбора страны-«образца». Кроме того, в качестве базы может использоваться любой тест на единичные корни. Опишем эту методику на примере расширенного теста Дики—Фуллера (Dickey, Fuller, 1979).

**Тест Дики—Фуллера (ADF).** В статье (Pesaran, 2007) было предложено рассмотреть все возможные пары стран  $(i, j)$  и рассчитать разницу их энергоёмкостей:  $d_{ij,t} = IE_{it} - IE_{jt}$ . Если у нас есть  $n$  стран, то получится  $n(n - 1)/2$  пар.

Для ADF-теста нулевой является гипотеза о наличии единичного корня, т. е. дивергенции. Зафиксировав уровень значимости  $\alpha$ , проведем этот тест для всех рядов  $d_{ij,t}$  и положим  $Z_{ij,T} = 1$ , если  $H_0$  отвергается, и  $Z_{ij,T} = 0$ , если  $H_0$  не отвергается. Затем вычислим долю пар, для которых  $H_0$  отвергается:

$$\bar{Z}_{nT} = \frac{2}{n(n - 1)} \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n Z_{ij,T}$$

Ожидается, что статистика  $\bar{Z}_{nT}$  будет близка к  $\alpha$ , если гипотеза  $H_0$  верна, так как в этом случае отвержение просто отражает вероятность совершения ошибки I рода. При альтернативе (конвергенции)  $\bar{Z}_{nT}$  ожидается существенно больше, чем  $\alpha$ , и сходится к 1 при  $n \rightarrow \infty$  и  $T \rightarrow \infty$ . Стационарность большой доли  $d_{ij,t}$  говорит о возможности конвергенции.

Напомним, что тестовое уравнение имеет вид

$$\Delta y_t = \{\mu + \beta t\} + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Альтернативной гипотезой является гипотеза о стационарном или стационарном с точностью до тренда процессе (в зависимости от вида детерминированной части). Как уже отмечалось, требование чистой стационарности — довольно ограничительно, разумно рассматривать и другие варианты. Таблица 7 содержит основные типы DGP и их интерпретации.

Мы будем исследовать наличие стохастической конвергенции (catching-up). Естественно дополнить наши результаты тестом на стационарность. Был использован **тест Квятковского—Филлипса—Шмидта—Шина (KPSS)**.

Таблица 7

**Основные типы DGP и их интерпретации**

Divergence	$y_t = y_{t-1} + u_t$
Deterministic convergence	$y_t = \mu + u_t$
Stochastic convergence	$y_t = \mu + \beta t + u_t, \beta < 0$
Lagging-behind	$y_t = \mu + \beta t + u_t, \beta > 0$
Loose Catching-up	$y_t = y_0 + \mu t + \sum_{s=i}^t u_s, \mu < 0$
Loose Lagging-behind	$y_t = y_0 + \mu t + \sum_{s=i}^t u_s, \mu > 0$

Источник: Bernard, Durlauf, 1996; Gómez-Zaldívar; Ventosa-Santaularia, 2010.

Пусть

$$\bar{d}_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T d_{ij,t}, \quad e_{ij,t} = d_{ij,t} - \bar{d}_{ij}.$$

Тест KPSS (Kwiatkowski et al., 1999) основан на том, что дисперсия частичных сумм  $s_{ij,t} = \sum_{k=1}^t e_{ij,k}$  будет большой при альтернативе о единичном корне и малой — при нулевой гипотезе о стационарности. Тестовая статистика имеет вид

$$KPSS_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^T s_{ijt}^2}{T^2 s_{ij}^2(l)},$$

где  $s_{ij}^2(l)$  — оценка долгосрочной дисперсии. Ширина окна взята как  $0,75T^{1/3}$ .

**Тест Зивота—Андрюса (ZA).** Хорошо известно, что наличие структурного изменения может повлиять на результаты традиционных тестов на единичные корни. Мы использовали тест Зивота—Андрюса (Zivot, Andrews, 1992), предусматривающий один скачок в неизвестный момент времени. Нулевой является гипотеза о единичном корне, альтернативой — тренд-стационарный процесс с одним структурным изменением. В зависимости от того, разрешено ли изменение только для константы или только для тренда либо для того и другого, рассматривают три модели:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \rho y_{t-1} + \gamma DU_t + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t; \quad (A)$$

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \rho y_{t-1} + \theta DU_t + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t; \quad (B)$$

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \rho y_{t-1} + \gamma DU_t + \gamma DT_t + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (C)$$

где  $DU_t$  — импульсная переменная для изменения среднего значения ряда в момент скачка  $TB$ , а  $DT_t$  соответствует изменению тренда:

$$DU_t = \begin{cases} 1, & \text{если } t > TB, \\ 0, & \text{иначе;} \end{cases} \quad DT_t = \begin{cases} t - TB, & \text{если } t > TB, \\ 0, & \text{иначе.} \end{cases}$$

Процедура предусматривает перебор всех возможных значений  $TB$  и выбор момента времени, минимизирующего одностороннюю  $t$ -статистику для проверки гипотезы  $\rho = 0$ . Следуя (Sen, 2003), мы выбрали модель  $C$ .

Результаты исследования сведены в табл. 8. Она содержит доли разностей  $d_{ij,t}$ , для которых нулевая гипотеза о единичном корне отвергается. ADF-тест проводился для модели с константой и трендом при максимальном числе лагов 4, выбор лагов — по критерию Акайке. Для ADF-теста указана доля чисто стационарных рядов и рядов, стационарных с точностью до отрицательного тренда. Для удобства результаты KPSS-теста представлены в виде доли неотвержения нулевой гипотезы о стационарности. Тест проводился при ширине окна  $l=3$ . ZA-тест проводился для модели  $C$  (константа и тренд) при максимальном числе лагов 4. Для ZA-теста приведена доля рядов без тренда или с отрицательным трендом после скачка.

Для второго клуба конвергенция отвергается. Для стран бывшего Советского Союза, и в особенности для стран первого клуба (Латвия, Литва, Грузия, Азербайджан, Армения, Таджикистан, Эстония, Беларусь, Киргизия, Молдова), тесты говорят в пользу гипотезы конвергенции, так как доля стационарных рядов существенно больше уровня значимости.

Таблица 8

## Результаты теста Песарана

	n	Число пар	ADF		KPSS		ZA	
			5%	10%	5%	10%	5%	10%
Бывший СССР	15	105	17	14	79	56	41	46
Клуб 1	10	45	24	29	73	44	57	60
Клуб 2	5	20	10	10	70	60	20	20

## Заключение

Анализируя энергоёмкость в странах бывшего СССР, мы выделили два клуба. Для каждого клуба использовались различные подходы —  $\sigma$ -конвергенция,  $\beta$ -конвергенция и методология Песарана. Тесты свидетельствуют в пользу наличия конвергенции по энергоёмкости в первом клубе.

## Источники

- Anderson T. W., Hsiao C.* Formulation and Estimation of Dynamic Models using Panel Data // Journal of Econometrics. 1982. Vol. 18. P. 47—82.
- Ang B. W.* Is the Energy Intensity a Less Useful Indicator Than the Carbon Factor in the Study of Climate Change? // Energy Policy. 1999. Vol. 27. P. 943—946.
- Ang B. W., Liu N.* A Cross-country Analysis of Aggregate Energy and Carbon Intensities // Energy Policy. 2006. Vol. 34. P. 2398—2404.
- Arellano M., Bond S.* Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo. Evidence and an Application to Employment Equations // The Review of Economic Studies. 1991. Vol. 58. P. 277—297.
- Arellano M., Bover O.* Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models // Journal of Econometrics. 1995. Vol. 68. P. 29—51.
- Barro R. J., Sala-i-Martin X.* Economic Growth and Convergence Across the United States // NBER Working Paper. 1990. N W3419.
- Baumol W. J.* Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show // The American Economic Review. 1986. Vol. 76. N 5. P. 1072—1085.
- Bernard A., Durlauf S.* Convergence in International Output // Journal of Applied Econometrics. 1995. Vol. 10. P. 97—108.
- Bernard A., Durlauf S.* Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis // Journal of Econometrics. 1996. Vol. 71. P. 161—173.
- Blundell R. S., Bond S.* Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models // Journal of Econometrics. 1998. Vol. 87. P. 115—143.
- Bun M. J. G., Kiviet J. F.* On the Diminishing Returns of Higher Order Terms in Asymptotic Expansions of Bias // Economics Letters. 2003. Vol. 79. P. 145—152.
- Bruno G. S. F.* Approximating the Bias of the LSDV Estimator for Dynamic Unbalanced Panel Data Models // Economics Letters. 2005a. Vol. 87. P. 361—366.
- Bruno G. S. F.* Estimation and Inference in Dynamic Unbalanced Panel-data Models with a Small Number of Individuals // The Stata Journal. 2005b. Vol. 5. N 4. P. 473—500.
- Carlino G., Mills L.* Are US Regional Economies Converging? A Time Series Analysis // Journal of Monetary Economics. 1993. Vol. 32. P. 335—346.
- Cornille J., Fankhauser S.* The Energy Intensity of Transition Countries // European Bank for Reconstruction and Development. EBRD Working Paper. N 72. London, 2002.
- Cornille J., Fankhauser S.* The Energy Intensity of Transition Countries // Energy Economics. 2004. Vol. 26. P. 283—295.
- Dalgaard C. J., Vastrup J.* On the Measurement of  $\sigma$ -convergence // Economics letters. 2001. Vol. 70. N 2. P. 283—287.
- Dicky D., Fuller W. A.* Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root // Journal of the American Statistical Association. 1979. Vol. 74. P. 427—431.
- Gómez-Zaldívar M., Ventosa-Santaularia D.* Per Capita Output Convergence: The Dickey-Fuller Test Under the Simultaneous Presence of Stochastic and Deterministic Trends // Annales d'Économie et de Statistique. 2010a. N 99/100. P. 429—445.
- Islam N.* What Have We Learnt from the Convergence Debate? // Journal of Economic Surveys. 2003. Vol. 17. P. 309—362.

- Kiviet J. F.* On Bias, Inconsistency, and Efficiency of Various Estimators in Dynamic Panel Data Models // *Journal of Econometrics*. 1995. Vol. 68. P. 53–78.
- Kiviet J. F.* Expectation of Expansions for Estimators in a Dynamic Panel Data Model; Some Results for Weakly Exogenous Regressors // *Analysis of Panel Data and Limited Dependent Variables* / ed. by C. Hsiao, K. Lahiri, L.-F. Lee, M. H. Pesaran. Cambridge, 1999.
- Kwiatkowski D., Phillips P. P. C., Schmidt P., Shin Y.* Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root // *Journal of Econometrics*. 1992. Vol. 54. P. 159–178.
- Le Pen Y., Sévi B.* What Trends in Energy Efficiencies? Evidence from a Robust Test // *Energy Economic*. 2010b. Vol. 32. P. 702–708.
- Le Pen Y., Sévi B.* On the Non-convergence of Energy Intensities: Evidence from a Pair-wise Econometric Approach // *Ecological Economics*. 2009. Vol. 69. P. 641–650.
- Liddle B.* Revisiting World Energy Intensity Convergence for Regional Differences // *Original Research Article Applied Energy*. 2010. Vol. 87. Iss. 10. Oct. P. 3218–3225.
- Markandya A., Pedroso-Galinato S., Streimikiene D.* Energy Intensity in Transition Economies: Is There Convergence Towards the EU Average? // *Energy Economics*. Elsevier. 2006. Vol. 28. N 1. P. 121–145.
- Mulder P., De Groot H. L. F.* Structural Change and Convergence of Energy Intensity Across OECD Countries, 1970–2005 // *Energy Economics*. 2012. Vol. 34. Iss. 6. Nov. P. 1910–1921.
- Nickell S.* Biases in Dynamic Models with Fixed Effects // *Econometrica*. 1981. Vol. 49. P. 1417–1426.
- Pesaran M. H.* A Pair-wise Approach to Testing for Output and Growth Convergence // *Journal of Econometrics*. 2007. Vol. 138. P. 312–355.
- Phillips P. C. B., Sul D.* Transition Modeling and Econometric Convergence Tests // *Econometrica*. 2007a. Vol. 75. N 6. P. 1771–1855.
- Quah D. T.* Patterns of Economic Growth 1: Persistence in Cross-Country Disparities. Working Papers. Department of Economics. MIT, Cambridge, 1990.
- Sala-i-Martin X. X.* The Classical Approach to Convergence Analysis // *The Economic Journal*. 1996a. Vol. 106. P. 1019–1036.
- Sala-i-Martin X.* Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence // *European Economic Review*. 1996b. Vol. 40. P. 1325–1352.
- Sen A.* On Unit Root Tests When the Alternative is a Trend Break Stationary Process // *Journal of Business and Economic Statistics*. 2003. Vol. 21. P. 174–184.
- Zhang F.* The Energy Transition of the Transition Economies An Empirical Analysis / Policy Research. Working Paper. 2013. N 6387.
- Zivot E., Andrews D.* Further Evidence of Great Crash, the Oil Price Shock and Unit Root Hypothesis // *Journal of Business and Economic Statistics*. 1992. Vol. 10. P. 251–270.