

РЫНОЧНЫЕ РЕФОРМЫ И ЭКОНОМИЧЕСКИЙ РОСТ В ПОСТСОЦИАЛИСТИЧЕСКИХ СТРАНАХ: РЕЗУЛЬТАТЫ ЭКОНОМЕТРИЧЕСКОГО АНАЛИЗА*

Игорь Пелипась, Александр Чубрик**

Резюме

В данной работе на основе панельных данных по 26 постсоциалистическим странам за период с 1989 по 2005 гг. исследуется влияние рыночных реформ на экономический рост. Принимая во внимание динамические характеристики используемых данных, в основу анализа положена концепция коинтеграции и модели с механизмом корректировки равновесия применительно к панельным данным. Это позволило, с одной стороны, более корректно подойти к спецификациям соответствующих регрессионных моделей, и, с другой стороны, рассмотреть как долгосрочные, так и краткосрочные аспекты исследуемой связи. Полученные результаты указывают на наличие коинтеграции между уровнями индекса трансформации ЕБРР и ВВП на душу населения и, следовательно, на существование равновесной траектории в их динамике. В долгосрочном периоде рыночные реформы оказывают статистически значимое положительное влияние на уровень выпуска. При этом они положительно влияют на экономический рост в краткосрочном периоде (с лагом в один год). Механизм корректировки равновесия в соответствующих регрессионных моделях отражает имеющиеся несоответствие между уровнем рыночных реформ и уровнем ВВП, а также направление движения в сторону равновесной траектории, корректирующее неравновесные состояния. Такой подход к моделированию связи между рыночными реформами и экономическим ростом вполне логично описывает феномен высоких темпов экономического роста в некоторых странах с относительно низким уровнем индекса трансформации ЕБРР. В отличие от ряда других исследований, использующих иную методологию анализа, нам не удалось обнаружить статистически значимой обратной связи между рыночными реформами и экономическим ростом. Как показывают результаты анализа, экономический рост не оказывает влияния на динамику рыночных реформ, как в долгосрочном, так и в краткосрочном периоде.

Классификация JEL: C23, C33, P21, P30

Ключевые слова: рыночные реформы, экономический рост, переходные экономики, индексы трансформации ЕБРР, панельные данные, панельная коинтеграция, модель с механизмом корректировки равновесия

**Рабочий материал Исследовательского центра ИПМ
WP/07/01**



ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ
ЦЕНТР ИПМ
исследования • прогнозы • мониторинг

ул. Захарова, 76–88, 220088, Минск, Беларусь
тел./факс +375 17 210 0105
веб-сайт: <http://research.by/>, e-mail: research@research.by

© 2007 Исследовательский центр ИПМ

Позиция, представленная в документе, отражает точку зрения авторов и может не совпадать с позицией организаций, которые они представляют.

* Исследование выполнено при поддержке Фонда им. Конрада Аденауэра (Konrad Adenauer Stiftung).

** Игорь Пелипась – кандидат экономических наук, директор Исследовательского центра ИПМ, e-mail: pelipas@research.by; Александр Чубрик – экономист Исследовательского центра ИПМ, заместитель директора CASE-Беларусь, e-mail: chubrik@research.by.

СОДЕРЖАНИЕ

1. Введение	3
2. Постановка проблемы и основные гипотезы	4
3. Используемые данные и их динамические характеристики.....	8
3.1. Источники и описание данных	8
3.2. Динамические характеристики данных	13
4. Результаты эконометрического анализа	14
4.1. Панельная коинтеграция: тест Педрони	14
4.2. Оценка параметров долгосрочной связи	16
4.3. Коинтеграция и оценка параметров долгосрочной связи: альтернативный подход.....	18
4.4. Анализ каузальности и эндогенности: кратко- и долгосрочный аспекты.....	20
5. Заключение	22
Литература	24
Приложение А. Динамика ВВП и индекса реформ ЕБРР	26
Приложение Б. Долгосрочная связь между рыночными реформами и экономическим ростом.....	30

1. ВВЕДЕНИЕ

Оценке влияния экономической свободы на экономический рост за последние десятилетия посвящено большое количество эмпирических исследований. Теоретические основы такого анализа восходят к классическому либерализму Адама Смита, а также работам Хайека (Hayek (1960)), Фридмана (Friedman (1962)), Бьюкенена (Buchanan (1975)) и ряда других авторов. Основным аргументом в данном случае является признание того, что чем больше экономической свободы, тем сильнее стимулы, необходимые для эффективного рыночного взаимодействия экономических агентов и выше благосостояние стран; напротив, экономическая политика, направленная на ограничение экономической свободы, оказывает пагубное влияние на экономическое развитие. Многочисленные эмпирические исследования, использующие различные индексы экономической свободы, свидетельствуют в пользу данного аргумента. Крушение социализма в странах Центральной и Восточной Европы и в СССР является убедительным историческим фактом, говорящем о преимуществе рыночной экономики над централизованным планированием. Кроме того, переход бывших социалистических стран к рыночной экономике дает дополнительный важный эмпирический материал для изучения влияния экономической свободы на экономический рост.

К настоящему времени уже имеется достаточно большой массив данных, позволяющий анализировать влияние рыночных реформ на экономический рост в постсоциалистических странах. Для данных стран также рассчитываются различные индексы, характеризующие уровень экономической свободы. В данной работе мы ограничимся рассмотрением лишь одного индикатора, характеризующего прогресс в осуществлении рыночных реформ – индекс трансформации ЕБРР. Мы не ставим своей целью рассмотреть проблемы адекватности данного индекса (и его отдельных составляющих) как индикатора уровня рыночных реформ. Наша задача состоит в том, чтобы осуществить анализ связи между индексом трансформации ЕБРР и уровнем ВВП на душу населения, учитывая свойства имеющихся данных, временные ограничения и современные разработки в области эконометрического анализа.

Несмотря на достаточно большое количество работ, подтверждающих наличие положительного влияния экономических реформ на экономический рост (см., например, Falcetti, Lysenko and Sanfey (2006)), данный вопрос по целому ряду аспектов продолжает оставаться дискуссионным. В частности, в Babetskii, Campos (2007) представлены результаты метарегрессионного анализа, в ходе которого были рассмотрены 43 исследования по странам с переходной экономикой, посвященные выявлению связи между рыночными реформами и ростом. Их анализ показал, что из 321 коэффициента, характеризующего влияние реформ на экономический рост, примерно одна треть является положительными и статистически значимыми, другая треть – отрицательными и статистически значимыми, а оставшаяся треть – статистически незначимыми. Среди целого ряда причин, оказывающих влияние на результаты анализа, авторы называют спецификацию модели, выбор метода моделирования, учет проблемы эндогенности при исследовании связи «рыночные реформы – экономический рост». Эти проблемы представляют наибольший интерес в контексте нашего исследования.

Особенностью практически всех работ по данной проблематике является игнорирование проблемы динамических характеристик используемых данных (исключение, пожалуй, составляют работы Staehr (2006) и Fish, Choudhry (2007), посвященные анализу взаимосвязи между политическими и экономическими реформами). В данной работе мы попытались восполнить этот пробел, что потребовало существенного пересмотра методов моделирования, спецификации регрессионных моделей и подхода к анализу эндогенности изучаемых переменных.

Особенностью исследования является то, что в основу анализа связи «рыночные реформы – экономический рост» была положена концепция коинтеграции и модели с механизмом корректировки равновесия (Engle, Granger (1987)) применительно к панельным данным. Такой подход дает возможность, с одной стороны, более корректно подойти к спецификациям соответствующих регрессионных моделей, с другой стороны, рассмотреть как долгосроч-

ные, так и краткосрочные аспекты связи между рыночными реформами и экономическим ростом.

В ходе исследования решались следующие основные задачи: (1) оценка динамических характеристик используемых данных (панельные тесты на единичный корень и стационарность) и выбор метода моделирования полученных результатов; (2) анализ долгосрочной связи между рыночными реформами и экономическим ростом (панельный тест на коинтеграцию); (3) выбор спецификации модели, характеризующей связи между рыночными реформами и экономическим ростом (модель с механизмом корректировки равновесия), оценка краткосрочного и долгосрочного влияния рыночных реформ на экономический рост; (4) анализ наличия взаимосвязи между рыночными реформами и экономическим ростом (проблема эндогенности переменных).

Проведенный анализ показал, что уровень индекса трансформации ЕБРР и уровень реального ВВП на душу населения являются интегрированными переменными с порядком интегрированности $I(1)$. Более того, между указанными переменными существует коинтеграция, что свидетельствует о наличии между ними долгосрочной связи и существовании равновесной траектории в их динамике. Это требует использования модели с механизмом корректировки равновесия при анализе связи «рыночные реформы – экономический рост». Механизм корректировки равновесия в соответствующих регрессионных моделях отражает имеющиеся несоответствия между уровнем рыночных реформ и уровнем ВВП, а также направление движения в сторону равновесной траектории, корректирующее неравновесные состояния. Такой подход к моделированию связи между рыночными реформами и экономическим ростом, на наш взгляд, вполне логично описывает феномен высоких темпов экономического роста в некоторых странах с относительно низким уровнем индекса трансформации ЕБРР (например, Беларуси).

Основные результаты нашего исследования сводятся к следующему: в долгосрочном периоде рыночные реформы оказывают статистически значимое положительное влияние на экономический рост. Кроме того, рыночные реформы положительно влияют на экономический рост в краткосрочном периоде (с лагом в один год). В отличие от ряда других исследований, использующих иную методологию анализа, нам не удалось обнаружить статистически значимой обратной связи между рыночными реформами и экономическим ростом: экономический рост не оказывает влияния на динамику рыночных реформ, как в долгосрочном, так и в краткосрочном периоде.

Статья имеет следующую структуру. Во втором разделе представлен критический анализ существующих подходов к моделированию влияния рыночных реформ на экономический рост, методологические основы анализа, используемые в данном исследовании, а также выдвинуты основные гипотезы. В третьем разделе рассматриваются используемые данные и исследуются их динамические характеристики при помощи панельных тестов на единичный корень и стационарность. В четвертом разделе представлены используемые эконометрические методы и результаты эконометрического анализа связи «рыночные реформы – экономический рост». В заключении даны основные выводы исследования.

2. ПОСТАНОВКА ПРОБЛЕМЫ И ОСНОВНЫЕ ГИПОТЕЗЫ

Начиная примерно с 1996 г. появляются эмпирические исследования, посвященные анализу связи между рыночными реформами и экономическим ростом в странах с переходной экономикой. Достаточно подробный обзор литературы по проблеме влияния рыночных реформ на экономический рост представлен в Falcetti, Lysenko and Sanfey (2006). Уже в ранних публикациях по данной проблематике отмечалось, что для устойчивого экономического роста существенное значение имеют следующие факторы: (1) стартовые условия, (2) успешная макроэкономическая стабилизация, ведущая к снижению инфляции, (3) системность в проведении рыночных реформ, т.е. необходимость не только либерализации цен, торговли, малой приватизации, но и глубоких институциональных реформ – реструктуризации предпри-

ятий, развития финансового сектора и стимулирования конкуренции (Fischer et al. (1996); Fischer, Sahay (2000; 2004); De Melo et al. (2001); Navtylyshyn, van Rooden (2003); Чубрик, Ракова, Пелипась (2002)). Отдельные авторы обращали внимание на проблему эндогенности при анализе связи «рыночные реформы – экономический рост» (Heybey, Murrell (1999); Berg et al. (1999)). В данном случае предполагалось, что не только рыночные реформы оказывают влияние на экономический рост, но и более высокие темпы экономического роста могут позитивно влиять на углубление процесса реформирования экономики.

В последние годы среди исследователей наметился консенсус по трем основным пунктам: во-первых, макроэкономическая стабилизация является необходимым условием восстановления и экономического роста, во-вторых, роль стартовых условий, имевших большое значение на начальном этапе трансформации, со временем снижается, в-третьих, влияние структурных реформ является существенным и устойчивым. В то же время в отдельных публикациях последних лет, посвященных анализу связи «рыночные реформы – экономический рост» отмечается, что вопрос о влиянии реформ на экономический рост остается дискуссионным (Falcetti, Lysenko and Sanfey (2006); Babetskii, Campos (2007)).

Несомненно, наибольший интерес представляют самые последние исследования, использующие доступный на сегодняшний день массив данных. Здесь следует особо отметить недавнее исследование сотрудников ЕБРР (Falcetti, Lysenko and Sanfey (2006)), в котором авторы приходят к выводу, что в группе стран с переходной экономикой существует устойчивая положительная связь между рыночными реформами и экономическим ростом с лагом в один год. Несмотря на то, что подобный результат характерен для многих исследований данной проблематики, в ряде работ указанная связь ставится под сомнение (см., например, Radulescu, Barlow (2002)). По этому поводу авторы указанной выше публикации отмечают, что такого рода скептицизм обусловлен неправильной спецификацией модели, в частности, включением в модель различных индексов реформ, что приводит к проблеме мультиколлинеарности. Также отмечается, что связь «рыночные реформы – экономический рост» в странах с переходной экономикой является сложной: наряду с рыночно-ориентированными реформами на экономический рост влияние оказывают различные факторы. Кроме того, выше-названные авторы делают вывод, что между рыночными реформами и экономическим ростом, возможно, существует взаимосвязь, т.е. реформы положительно влияют на экономический рост, который, в свою очередь, способствует дальнейшей экономической либерализации. Поскольку статья Falcetti, Lysenko and Sanfey (2006), на наш взгляд, является одной из наиболее продвинутых работ по данной проблематике (как с точки зрения используемого массива данных, так и по применяемым эконометрическим методам), мы будем рассматривать ее как исходный пункт нашего дальнейшего анализа.

При анализе связи «рыночные реформы – экономический рост» в большинстве работ используются, как правило, панельные регрессии, имеющие (схематично) следующие спецификации:

$$(\Delta Y / Y)_{i,t} = a_0 + a_1 ref_{i,t-1} + (\text{контрольные и фиктивные переменные}) + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

$$(\Delta Y / Y)_{i,t} = a_0 + a_1 ref_{i,t-1} + a_2 \Delta ref_{i,t} + (\text{контрольные и фиктивные переменные}) + \varepsilon_{i,t}, \quad (2)$$

$$(\Delta Y / Y)_{i,t} = a_0 + a_1 \Delta ref_{i,t-1} + (\text{контрольные и фиктивные переменные}) + \varepsilon_{i,t}, \quad (3)$$

где $Y_{i,t}$ – уровень реального ВВП на душу населения в i -ой стране в период t ; $(\Delta Y / Y)_{i,t}$ – годовой прирост реального ВВП на душу населения в i -ой стране в период t ; $ref_{i,t-1}$ – уровень индекса рыночных реформ в i -ой стране в период $t-1$; $\Delta ref_{i,t}$ и $\Delta ref_{i,t-1}$ – прирост индекса рыночных реформ в i -ой стране в период t и $t-1$, соответственно; a_0 , a_1 и a_2 – коэффициенты регрессии; $\varepsilon_{i,t}$ – остатки регрессии. Контрольные переменные могут включать показатели, характеризующие стартовые условия, макроэкономические показатели и другие индикаторы, оказывающие влияние на экономический рост.

Критика подхода, когда в уравнение регрессии включаются одновременно уровни и приросты показателя (уравнение (2)), представлена в De Naan, Lundstrom, and Sturm (2005). Однако, на наш взгляд, здесь более важен другой аспект, имеющий значение при выборе спецификации модели. В данном случае речь идет о сбалансированности уравнения регрессии, а это предполагает, что и в левой, и в правой части модели должны быть представлены переменные одного порядка интегрированности (понятно, что исключение составляют фиктивные переменные). Например, в уравнении (1) годовой прирост реального ВВП на душу населения может оказаться стационарной величиной. При этом уровень индекса рыночных реформ вполне может быть величиной нестационарной. В то же время хорошо известно, что использование в модели уровней изучаемых показателей может приводить к так называемой ложной регрессии. Использование в регрессии только приростов показателей может приводить к потере важной информации долгосрочного характера, содержащейся в уровнях. Поэтому при исследовании связи «рыночные реформы – экономический рост» целесообразно применение концепции коинтеграции.

Если уровень реального ВВП на душу населения ($Y_{i,t}$) и уровень индекса рыночных реформ ($ref_{i,t}$) являются переменными с порядком интегрированности $I(1)$, то между ними может существовать долгосрочная связь. Пусть $Y_{i,t}$ является функцией $ref_{i,t}$, тогда зависимость между ними может быть представлена как $Y_{i,t} - f(ref_{i,t}) = \varepsilon_{i,t}$. Если переменные $Y_{i,t}$ и $ref_{i,t}$ являются нестационарными величинами с порядком интегрированности $I(1)$, а остаток $\varepsilon_{i,t}$ – стационарная величина, тогда переменные $Y_{i,t}$ и $ref_{i,t}$ коинтегрированы. Концепция коинтеграции является статистическим выражением экономической концепции равновесия и долгосрочной связи между экономическим ростом и рыночными реформами. Величина $\varepsilon_{i,t}$ характеризует отклонения уровня реального ВВП на душу населения от равновесной траектории, а ее стационарность указывает на существование корректировочного механизма, возвращающего уровень ВВП на душу населения в равновесное состояние.

Объяснение положительному влиянию либерализации экономики на экономический рост в долгосрочном периоде можно быть дано в рамках теории эндогенного роста. Предположим, что экономика страны описывается производственной функцией вида $Y_t = AK_t^\alpha L_t^\beta$, где Y – выпуск, A – коэффициент, характеризующий уровень технологии (эффективности распределения факторов производства), K – капитал, L – труд, α и β – эластичности выпуска по капиталу и труду соответственно. Рыночные реформы повышают эффективность распределения и использования факторов производства. Повышение эффективности распределения, вероятно, выразится в увеличении коэффициента A , а эффективности использования факторов – в увеличении коэффициентов α и β . Таким образом, при прочих равных условиях, более глубокое реформирование экономики должно означать более высокую отдачу от масштаба производственной функции, и, при одинаковых темпах роста факторов производства – более высокие темпы экономического роста.

Коинтеграция между экономическим ростом и рыночными реформами предполагает наличие каузальности, по крайней мере, в одном направлении, и существование соответствующей модели с механизмом корректировки равновесия (Engle, Granger (1987)). Это позволяет анализировать в рамках указанной модели направленность связи между рыночными реформами и экономическим ростом, как в долгосрочном, так и в краткосрочном периоде.

Таким образом, в отличие от Falcetti, Lysenko and Sanfey (2006), где при эконометрическом моделировании используется спецификация вида (1), мы предлагаем следующий подход к моделированию и анализу связи «рыночные реформы – экономический рост».

1. Анализ порядка интегрированности используемых данных (панельные тесты на единичный корень и стационарность).

2. Если переменные имеют порядок интегрированности $I(1)$, т.е. они нестационарны в уровнях и стационарны в первых разностях, то используется модель следующего вида для тестирования на коинтеграцию и оценки параметров долгосрочной связи:

$$y_{i,t} = a_i + \delta_i + \beta ref_{i,t} + \phi RECOV_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (4)$$

где $y_{i,t}$ – уровень (логарифмический) ВВП на душу населения в i -ой стране в период t ; α_i – индивидуальные эффекты для каждой страны; δ_t – временные эффекты; $ref_{i,t}$ – уровень индекса рыночных реформ в i -ой стране в период t ; β – коэффициент регрессии, характеризующий влияние $ref_{i,t}$ на $y_{i,t}$ в долгосрочном периоде; $RECOV_{i,t}$ – переменная, характеризующая влияние факторов, которые действуют в период восстановительного роста; $\varepsilon_{i,t}$ – остатки регрессии.

Если величина $\varepsilon_{i,t}$ является стационарной, то $y_{i,t}$ и $ref_{i,t}$ коинтегрированы, т.е. между ними существует долгосрочная связь. При этом остатки регрессии $\varepsilon_{i,t}$ характеризуют отклонение $y_{i,t}$ от равновесной траектории.

3. Если натуральные логарифмы уровней реального ВВП на душу населения и индекса рыночных реформ коинтегрированы, то дальнейший анализ связи «рыночные реформы – экономический рост» осуществляется в рамках модели с механизмом корректировки равновесия:

$$\Delta y_{i,t} = \mu_i + \varphi \Delta y_{i,t-1} + \gamma \Delta ref_{i,t-1} + \delta \Delta RECOV_{i,t} + \alpha \varepsilon_{i,t-1} + u_{i,t}, \quad (5)$$

где $\Delta y_{i,t} = y_{i,t} - y_{i,t-1}$; $\Delta ref_{i,t} = ref_{i,t} - ref_{i,t-1}$; $\Delta RECOV_{i,t} = RECOV_{i,t} - RECOV_{i,t-1}$; $\varepsilon_{i,t-1}$ – механизм корректировки равновесия; α – коэффициент обратной связи, характеризующий скорость восстановления равновесного состояния; μ_i – индивидуальные эффекты, φ , γ , δ – коэффициенты регрессии; $u_{i,t}$ – остатки регрессии.

Уравнение (5) является сбалансированной регрессией, где все переменные (и в левой, и в правой частях уравнения) являются стационарными. При наличии коинтеграции коэффициент α при механизме корректировки равновесия является статистически значимой отрицательной величиной. Если в уравнении (5) $\alpha \neq 0$, то рыночные реформы оказывают влияние на экономический рост в долгосрочном периоде; если $\alpha = 0$, $\gamma \neq 0$, то такое влияние имеет место лишь в краткосрочном периоде. Когда $\alpha \neq 0$ и $\gamma \neq 0$, то рыночные реформы оказывают влияние на экономический рост, как в долгосрочном, так и в краткосрочном периоде.

4. При отсутствии коинтеграции между $y_{i,t}$ и $ref_{i,t}$ анализ связи «рыночные реформы – экономический рост» должен осуществляться в рамках следующей спецификации:

$$\Delta y_{i,t} = \mu_i + \varphi \Delta y_{i,t-1} + \gamma \Delta ref_{i,t-1} + \delta \Delta RECOV_{i,t} + u_{i,t}. \quad (6)$$

В данном случае уравнение регрессии также является сбалансированным и отражает лишь краткосрочные связи между переменными.

5. При наличии коинтеграции между $y_{i,t}$ и $ref_{i,t}$ анализ экзогенности (эндогенности) переменных и каузальности осуществляется на основе теста Грейнджера в рамках следующей системы регрессионных уравнений:

$$\Delta y_{i,t} = \mu_{1i} + \varphi_1 \Delta y_{i,t-1} + \gamma_1 \Delta ref_{i,t-1} + \delta_1 \Delta RECOV_{i,t} + \alpha_1 \varepsilon_{i,t-1} + u_{1i,t}, \quad (7a)$$

$$\Delta ref_{i,t} = \mu_{2i} + \varphi_2 \Delta y_{i,t-1} + \gamma_2 \Delta ref_{i,t-1} + \delta_2 \Delta RECOV_{i,t} + \alpha_2 \varepsilon_{i,t-1} + u_{2i,t}. \quad (7b)$$

Если в уравнении (7б) $\varphi_2 \neq 0$, а $\alpha_2 = 0$, то переменная $ref_{i,t}$ является слабо экзогенной по отношению к $y_{i,t}$. Это означает, что уровень индекса рыночных реформ не зависит от уровня ВВП на душу населения в долгосрочном периоде, но может иметь место краткосрочная зависимость. Когда $\varphi_2 = 0$, а $\alpha_2 = 0$, то переменная $ref_{i,t}$ является сильно экзогенной по отношению к $y_{i,t}$. В этом случае уровень индекса рыночных реформ не зависит от уровня ВВП на душу населения ни в долгосрочном периоде, ни в краткосрочном периоде. Между экономическим ростом и рыночными реформами существует взаимосвязь (эндогенность переменных), если $\alpha_2 \neq 0$ (взаимосвязь в долгосрочном периоде), $\varphi_2 \neq 0$ (взаимосвязь в краткосрочном периоде), $\alpha_2 \neq 0$ и $\varphi_2 \neq 0$ (взаимосвязь в долгосрочном и краткосрочном периоде).

Исходя из сказанного выше, наши рабочие гипотезы сводятся к следующему.

1. Уровень (логарифмический) реального ВВП на душу населения и уровень индекса рыночных реформ являются нестационарными переменными, имеющими порядок интегри-

рованности $I(1)$. Следовательно, первые разности указанных переменных являются стационарными переменными с порядком интегрированности $I(0)$.

2. Уровень (логарифмический) реального ВВП на душу населения и уровень индекса рыночных реформ коинтегрированы. Таким образом, рыночные реформы оказывают статистически значимое влияние на экономический рост в долгосрочном периоде.

3. Рыночные реформы оказывают статистически значимое влияние на экономический рост в краткосрочном периоде с лагом в один год.

4. Связь «рыночные реформы – экономический рост» может быть описана с помощью модели с механизмом корректировки равновесия, отражающей долгосрочные и краткосрочные аспекты данной связи.

5. Рыночные реформы и экономический рост взаимосвязаны, т.е. исследуемые переменные являются эндогенными.

Указанные выше гипотезы в определенной степени корреспондируются с результатами, представленными в Falcetti, Lysenko and Sanfey (2006), а именно: позитивное влияние рыночных реформ на экономический рост, влияние рыночных реформ на экономический рост с лагом в один год, эндогенность экономического роста и рыночных реформ. Однако в работе указанных авторов независимая переменная (темпы прироста ВВП на душу населения), возможно, является стационарной величиной, в то время как основная независимая переменная (индекс трансформации ЕБРР) – величина нестационарная. В результате возникает проблема спецификации (несбалансированная регрессия). На наш взгляд, предложенный выше подход к анализу связи между реформами и экономическим ростом позволит решить эту проблему, а также рассмотреть ее долгосрочные и краткосрочные аспекты.

3. ИСПОЛЬЗУЕМЫЕ ДАННЫЕ И ИХ ДИНАМИЧЕСКИЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ

3.1. Источники и описание данных

В работе использовались данные по 26 постсоциалистическим странам¹ за период с 1989 по 2005 гг. (сбалансированная панель)². Перечень анализируемых показателей и источников данных представлены в табл. 1.

В отличие от большинства исследований экономического роста в постсоциалистических странах, в работе использовался показатель уровня реального ВВП на душу населения, а не темпов прироста ВВП. Данный показатель был рассчитан на основе данных о темпах роста, публикуемых Европейским банком реконструкции и развития (ЕБРР), которые используются в других аналогичных работах.

Индексы трансформации ЕБРР оцениваются по шкале от 1 до 4+ (1 соответствует экономике советского типа, 4+ – стандартам и характеристикам развитой рыночной экономики, см., например, EBRD (2006)). Оценке со знаком «минус» соответствует значение индекса минус 1/3, со знаком «плюс» – значение индекса плюс 1/3, то есть индекс трансформации может принимать значения от 1.00 до 4.33.

¹ Из перечня стран, которые анализируются в Отчетах о трансформации ЕБРР, исключена Босния и Герцеговина, поскольку данные о росте ВВП в этой стране доступны только с 1996 г. и вызывают определенные сомнения. Таким образом, анализировались следующие страны: Албания, Армения, Азербайджан, Беларусь, Болгария, Венгрия, Грузия, Казахстан, Кыргызстан, Латвия, Литва, Македония, Молдова, Польша, Россия, Румыния, Сербия и Черногория (за указанный период данные по Сербии и Черногории как отдельным государствам не публиковались), Словакия, Словения, Таджикистан, Туркменистан, Узбекистан, Украина, Хорватия, Чехия и Эстония.

² То есть для всех объектов одинаковое количество наблюдений (кроме индекса экономической свободы, данные по которому доступны за 1995–2005 гг. и не за все периоды (несбалансированная панель)).

Используемые данные

Обозначение	Показатель	Источник
GDPPC	ВВП на душу населения, евро, в постоянных ценах 2000 г.	Расчеты по данным ЕБРР ¹ (темпы роста реального ВВП), World Economic Outlook ² (уровень ВВП в 2000 г., долл. США), Eurostat ³ (средний обменный курс евро к долл. США в 2000 г.) и World Development Indicators ⁴ (население)
Индексы трансформации ЕБРР: ⁵		
CP	Политика содействия конкуренции	ЕБРР
BRIRL	Банковская реформа и либерализация процентных ставок	ЕБРР
ER	Реструктуризация предприятий	ЕБРР
PL	Либерализация цен	ЕБРР
SMNB	Фондовый рынок и небанковские финансовые институты	ЕБРР
SSP	Малая приватизация	ЕБРР
TFES	Либерализация внешней торговли и валютного рынка	ЕБРР
OIR	Реформа инфраструктуры	ЕБРР
LSP	Приватизация крупных предприятий	ЕБРР
EBRD	Индекс реформ ЕБРР	Расчеты по данным ЕБРР (среднее арифметическое девяти индексов трансформации ЕБРР)

Источники:

¹ <http://www.ebrd.com/country/sector/econo/stats/sei.xls>.

² <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2006/02/data/index.aspx>, база данных за сентябрь 2006 г.

³ <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/pls/portal/>.

⁴ <http://devdata.worldbank.org/data-query/>. Для Сербии и Черногории данные приведены без Косово-Метохии; для 1989–1997 гг. данные оценены на основе темпов роста населения Федерации.

⁵ <http://www.ebrd.com/country/sector/econo/stats/tic.xls>.

Главные компоненты индексов трансформации ЕБРР

	Компоненты:								
	PC 1	PC 2	PC 3	PC 4	PC 5	PC 6	PC 7	PC 8	PC 9
Собственное значение	7.18	0.68	0.29	0.23	0.16	0.15	0.13	0.11	0.07
Доля дисперсии	0.80	0.08	0.03	0.03	0.02	0.02	0.01	0.01	0.01
Переменная:	Собственные векторы (факторные нагрузки):								
CP	0.32	-0.34	0.70	-0.25	-0.11	0.34	-0.19	-0.24	0.01
BRIRL	0.35	-0.11	-0.27	0.07	-0.30	-0.11	-0.07	-0.24	-0.79
ER	0.35	-0.05	-0.26	-0.48	-0.24	-0.27	0.42	-0.34	0.41
PL	0.30	0.58	0.38	0.35	-0.08	0.06	0.54	0.02	-0.08
SMNB	0.32	-0.48	0.19	0.24	0.08	-0.55	0.11	0.49	0.06
SSP	0.34	0.31	0.04	-0.03	0.64	-0.34	-0.39	-0.33	0.03
TFES	0.34	0.32	-0.12	0.09	-0.52	0.03	-0.56	0.29	0.31
OIR	0.33	-0.31	-0.36	0.54	0.21	0.47	0.07	-0.20	0.27
LSP	0.34	0.09	-0.20	-0.48	0.34	0.39	0.12	0.55	-0.18

Одновременное включение в правую часть уравнения нескольких индексов трансформации ЕБРР не проводится во избежание проблемы мультиколлинеарности (Staeher (2005), Falcetti, Lysenko and Sanfey (2006), Чубрик (2003)), поскольку они тесно коррелируют друг с другом (минимальный коэффициент корреляции равен 0.56, средний – 0.82). Для решения этой проблемы некоторыми авторами предлагается факторный анализ (метод главных компонент), который позволяет получить факторы (компоненты), не коррелированные друг с другом. Как правило, факторный анализ проводится для восьми из девяти индексов реформ ЕБРР (исключая реформу инфраструктуры), и полученные факторы используются в уравне-

ниях роста. В данной работе факторный анализ по методу главных компонент проводился для всех девяти индексов трансформации³ (табл. 2).

Можно предложить следующую интерпретацию полученных компонентов:

1. *Всесторонние реформы (индекс трансформации ЕБРР)*. Поскольку факторные нагрузки для всех переменных практически одинаковы (примерно 1/3), можно рассматривать среднее арифметическое индексов трансформации ЕБРР как самостоятельную переменную, которой соответствует фактор, объясняющий 80% дисперсии девяти анализируемых индексов реформ (табл. 2). Аналогичная интерпретация данного фактора приводится, например, в Staehr (2005).

2. *Реформы «первой волны»*. Относительно высокие (больше 0.3) положительные факторные нагрузки у либерализации цен, малой приватизации и либерализации валютного рынка и внешней торговли, относительно высокие отрицательные факторные нагрузки – у политики содействия конкуренции, инфраструктурной реформы и индекса, характеризующего прогресс в формировании фондового рынка и создании небанковских финансовых институтов. Таким образом, полученный фактор характеризует реформы «первой волны», не сопровождавшиеся структурными реформами (Staehr (2005)). Он объясняет 8% дисперсии индексов реформ ЕБРР. Остальные 7 компонентов объясняют не более 3% дисперсии каждый (табл. 2).

3. *Ценовой компонент политики содействия конкуренции*. Кроме одноименного индекса ЕБРР относительно высокая положительная факторная нагрузка в этой компоненте у либерализации цен, которая, очевидно, является важной сопутствующей мерой для политики содействия конкуренции в постсоциалистических странах. Примерно такое же отрицательное значение у реформы инфраструктуры, поскольку у нее тоже есть составляющая, предполагающая либерализацию цен.

4. *Ценовой компонент реформы инфраструктуры*. Как и в предыдущем случае, в компонент вошла либерализация цен, поскольку свободное ценообразование в секторе инфраструктуры является неотъемлемой частью его реформы.

5. *Приватизация*. В компонент вошли оба индекса, характеризующие приватизацию.

6. *Приватизация предприятий сектора инфраструктуры*. Компонент может характеризовать комплекс мер по приватизации и демонополизации крупных предприятий сектора инфраструктуры.

7. *Установление жестких бюджетных ограничений в области ценообразования*. Компонент, вероятно, характеризует либерализацию цен как предпосылку для реструктуризации предприятий.

8. *Фондовый рынок*. Развитие национального фондового рынка невозможно без проведения крупной приватизации, о чем свидетельствует одновременное вхождение в данный компонент соответствующих индексов с высокими положительными факторными нагрузками.

9. *Установление жестких бюджетных ограничений во внешней торговле*. Компонент, вероятно, характеризует переход к свободной торговле как предпосылку для реструктуризации предприятий.

Поскольку целью данной работы является выявление связи между экономическим ростом и реформами в целом (а не отдельными их компонентами) в дальнейшем анализе будет использована переменная «индекс реформ ЕБРР», рассчитанная как среднее арифметическое индексов трансформации. О правомерности использования такой переменной говорит то, что первый фактор, во-первых, объясняет 80% дисперсии анализируемых индексов, и, во-вторых, факторные нагрузки индексов, входящих в него, практически одинаковы и равны примерно 1/3.

На рис. 1 – 26 Приложения А видно, что ВВП во всех странах имеет U-образную форму. В начале переходного периода в экономике корректировались структурные искажения, доставшиеся в наследство от социалистического прошлого (адаптационный спад), затем наблю-

³ Расчеты были выполнены в EViews 6.0 beta.

дался рост, обусловленный как проводимой политикой, так и другими факторами (стартовыми условиями (De Melo et al. (1997)), динамикой экспорта, сырьевых цен, государственных расходов (Falcetti, Lysenko and Sanfey (2006)), который получил название «восстановительного роста» (Gaidar (2005)). На этом этапе рост объяснялся эффектом распределения от реформ «первой волны», позитивным влиянием на рост экзогенных факторов и, в ряде случаев, стартовых условий (Чубрик (2006)). В свою очередь, глубина адаптационного спада объяснялась глубиной структурных искажений на момент начала реформ, а его продолжительность – скоростью реформ. При этом в ранних работах была найдена U-образная зависимость между скоростью реформирования экономики и продолжительностью и глубиной адаптационного спада: наименьшим он был в странах, быстро завершивших реформы «первой волны», наибольшим – в странах, осуществлявших частичные реформы (Havrylyshyn (2001)).

Обилие переменных, при помощи которых авторы объясняют динамику выпуска в постсоциалистических странах, порождает ряд технических и теоретических проблем. Во-первых, зачастую в правую часть уравнения включаются переменные с разным порядком интегрированности, что делает оценки коэффициентов такого уравнения несостоятельными. Во-вторых, теоретическое обоснование одновременного включения традиционных переменных в правую часть уравнения обычно не идет дальше объяснения роста при помощи «стилизованых фактов». В-третьих, негативное влияние стартовых условий на рост со временем уменьшается (Havrylyshyn, van Rooden (2000)), и это должно адекватно учитываться при оценке уравнений регрессии. В частности, теми же авторами найдена зависимость между скоростью исправления структурных искажений и скоростью реформ, что делает некорректным одновременное включение этих переменных в правую часть уравнения. Наконец, влияние стартовых условий на экономический рост может оказаться позитивным, как, например, в случае Беларуси, Туркменистана и Узбекистана (Чубрик (2006)), что создает еще одну проблему при оценке коэффициентов регрессии.

Для технического решения указанных проблем в данной работе была построена переменная следующего вида:

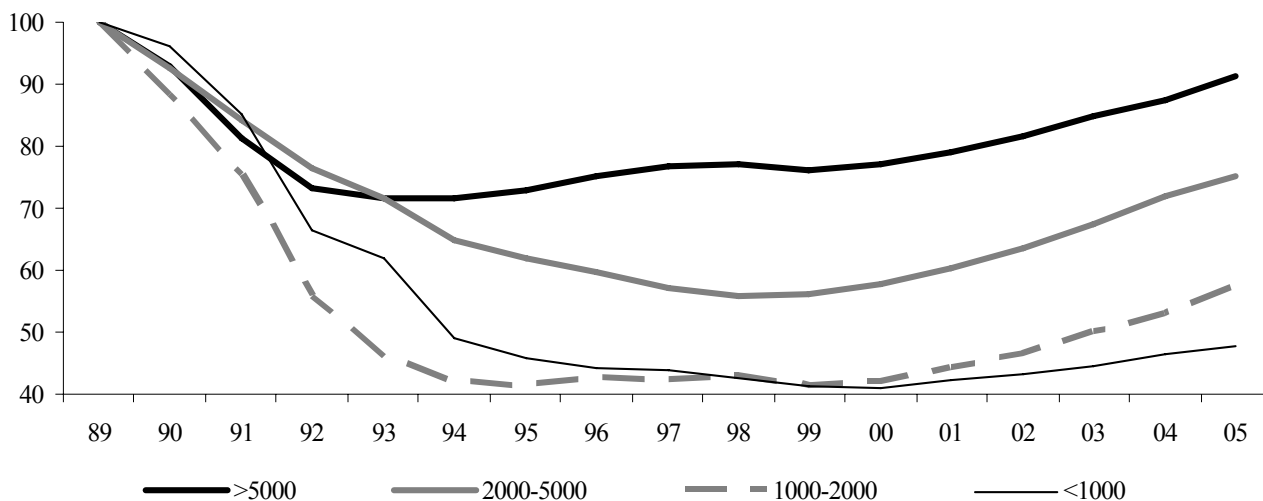
$$RECOV = \begin{cases} 0, & \text{если } T \leq T_B \\ T - T_B, & \text{если } T > T_B \end{cases}, \quad (8)$$

где T_B – последний год адаптационного спада (определяется экзогенно), T – текущий год.

Данная переменная характеризует влияние факторов, которые действуют в период восстановительного роста. Адаптационный спад, в свою очередь, оценивался при помощи включения в модель индивидуальных трендов. Таким образом, в данной работе не делается попыток теоретического объяснения или эмпирического выявления других факторов роста кроме реформ.

Одним из способов иллюстрации положительного влияния рыночных реформ на экономический рост является анализ конвергенции среднего дохода в постсоциалистических странах и Европейском Союзе. Для этого можно рассчитать отношение среднего по группам стран ВВП на душу населения к ВВП на душу населения в ЕС-15, и проанализировать его динамику в разных группах стран, приняв за 100% данное соотношение в 1989 г. (рис. 2). К 2005 г. только в двух из 26-и анализируемых стран – Эстонии и Польше – данное соотношение превысило дореформенный уровень, и еще в одной – Словакии – сравнялось с ним. Из рассмотренных групп стран⁴ наибольшего сближения с уровнем реального ВВП на душу населения в ЕС-15 удалось достичь группе стран с наиболее высоким уровнем дохода в 2005 г., наименьших – с наиболее низким доходом. Очевидно, это противоречит теории конвергенции, согласно которой страны с низким доходом должны догонять богатые страны.

⁴ Первая группа (>5000 евро на душу населения): Словения, Чехия, Эстония, Венгрия, Хорватия, Польша, Латвия, Литва, Словакия; вторая группа (2000–5000): Россия, Румыния, Туркменистан, Болгария, Казахстан, Македония, Беларусь; третья группа (1000–2000): Албания, Сербия и Черногория, Азербайджан, Армения, Грузия, Украина; четвертая группа (<1000): Узбекистан, Молдова, Кыргызстан, Таджикистан.



Примечание. Уровень ВВП – евро на душу населения (в ценах 2000 г.).

Рис. 2. Конвергенция ВВП на душу населения между ЕС-15 и группами постсоциалистических стран в зависимости от уровня дохода

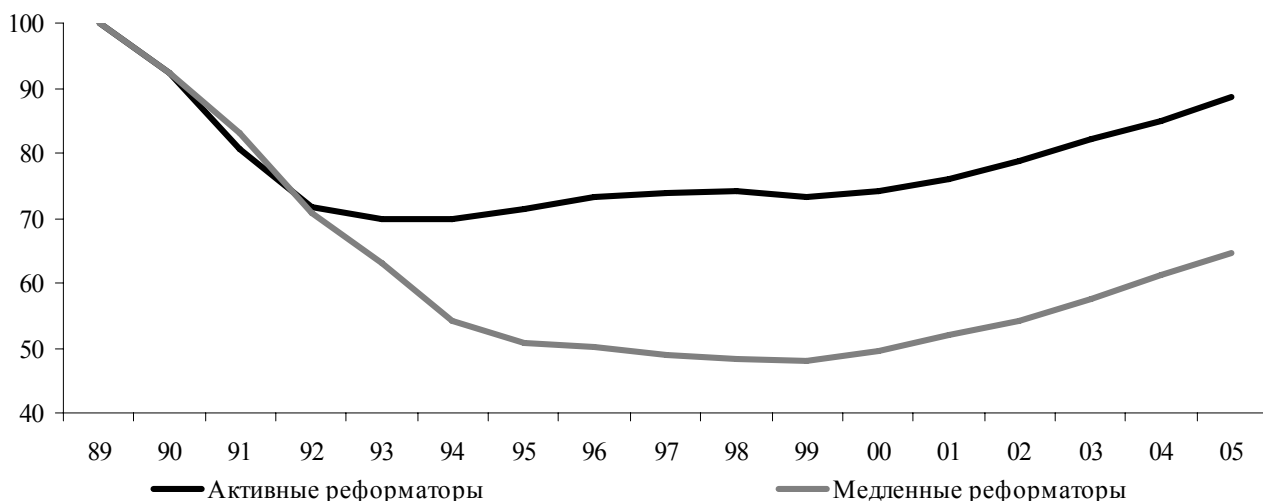


Рис. 3. Конвергенция ВВП на душу населения между ЕС-15 и группами постсоциалистических стран в зависимости от прогресса в реформах

Причина такого поведения выпуска в анализируемых странах может быть показана при помощи рис. 3. В зависимости от прогресса в трансформации экономики 26 постсоветских стран были разбиты на две группы. В первую вошли активные реформаторы – те, у кого в 2005 г. индекс реформ ЕБРР был больше или равен 3, во вторую – медленные реформаторы (индекс реформ в 2005 г. меньше 3)⁵. Видно, что с 1990 по 1992 гг. ВВП на душу населения по отношению к европейскому в обеих группах стран снижался одинаково, а с 1993 г. ВВП на душу населения в странах – активных реформаторах начал сближаться с европейским. В медленных реформаторах этот процесс начался в 2000 г. Именно в этот год они в среднем достигли того же уровня трансформации экономики (индекс реформ ЕБРР = 2.33), что и активные реформаторы в 1993 г. Таким образом, графический анализ подтверждает наличие прямой связи между реформами и ростом.

⁵ Активные реформаторы: Венгрия, Чехия, Эстония, Польша, Словакия, Литва, Латвия, Хорватия, Болгария, Словения, Румыния, Армения, Грузия; медленные реформаторы: Россия, Македония, Кыргызстан, Албания, Казахстан, Молдова, Украина, Азербайджан, Сербия и Черногория, Таджикистан, Узбекистан, Беларусь, Туркменистан.

3.2. Динамические характеристики данных

Особенностью практически всех работ по исследуемой проблематике является игнорирование проблемы динамических характеристик используемых данных. В работах Staehr (2006) и Fish, Choudhry (2007) проводится тестирование показателей, характеризующих уровень экономических реформ, на единичный корень, однако эти работы посвящены анализу взаимосвязи между политическими и экономическими реформами. Кроме того, в Staehr (2006) представлены результаты, согласно которым индекс реформ ЕБРР является стационарной величиной⁶. На наш взгляд, графики данного показателя (Приложение А), как по отдельным странам, так и в среднем по группе стран, свидетельствуют о том, что индекс реформ ЕБРР, вероятно, является нестационарной переменной.

Таблица 3

Панельные тесты на единичный корень

Тест	EBRD		gdppc	
	статистика	p-значение	статистика	p-значение
<i>H₀: ряд содержит единичный корень (общий процесс единичного корня)</i>				
Levin-Lin-Chu (<i>t</i> *)	-14.34	0.00	-5.04	0.00
Breitung (<i>t</i> -статистика)	0.87	0.81	5.38	1.00
<i>H₀: ряд не содержит единичного корня (общий процесс единичного корня)</i>				
Hadri (<i>Z</i> -статистика)	11.38	0.00	12.39	0.00
<i>H₀: ряд содержит единичный корень (индивидуальный процесс единичного корня)</i>				
Im-Pesaran-Shin (<i>W</i> -статистика)	0.72	0.76	-0.66	0.25
ADF – Fisher (χ^2)	44.79	0.75	83.86	0.00
ADF – Choi (<i>Z</i> -статистика)	4.57	1.00	0.91	0.82
PP – Fisher (χ^2)	33.87	0.98	99.79	0.00
PP – Choi (<i>Z</i> -статистика)	4.95	1.00	0.15	0.56
	$\Delta EBRD$		$\Delta gdppc$	
	статистика	p-значение	статистика	p-значение
<i>H₀: ряд содержит единичный корень (общий процесс единичного корня)</i>				
Levin-Lin-Chu (<i>t</i> *)	-6.98	0.00	-4.05	0.00
Breitung (<i>t</i> -статистика)	-7.80	0.00	-3.92	0.00
<i>H₀: ряд не содержит единичного корня (общий процесс единичного корня)</i>				
(<i>Z</i> -статистика)	5.31	0.00	5.23	0.00
<i>H₀: ряд содержит единичный корень (индивидуальный процесс единичного корня)</i>				
Im-Pesaran-Shin (<i>W</i> -статистика)	-3.99	0.00	-2.23	0.01
ADF – Fisher (χ^2)	105.13	0.00	68.56	0.06
ADF – Choi (<i>Z</i> -статистика)	-3.59	0.00	-2.52	0.01
PP – Fisher (χ^2)	204.11	0.00	96.90	0.00
PP – Choi (<i>Z</i> -статистика)	-8.88	0.00	-3.96	0.00

Примечание: расчеты осуществлены при помощи эконометрической программы EViews 5.1. Спецификации всех тестов включали индивидуальные эффекты и индивидуальные линейные тренды. Выбор длины лага в соответствующих тестах осуществлялся автоматически на основе модифицированного критерия Акаика при максимальной длине лага, равной 3; выбор ширины окна осуществлялся методом Ньюи-Веста с использованием ядра Барлетта (см. QMS (2005)). *p*-статистики для тестов Фишера рассчитаны на основе асимптотического χ^2 -распределения. Остальные *p*-статистики предполагают асимптотическую нормальность. Серым цветом выделены случаи, когда отвергалась гипотеза о наличии единичного корня (не отвергалась гипотеза о наличии стационарности) на 5% уровне значимости.

Поскольку временные ряды по каждой из 26 изучаемых стран весьма короткие (17 наблюдений), мы, как и Staehr (2006), начнем эмпирический анализ связи «рыночные реформы – экономический рост» с тестирования основных изучаемых переменных на единичный корень и стационарность. В табл. 3. представлены результаты соответствующих панельных тестов на единичный корень и стационарность (обзор используемых тестов см. в QMS

⁶ Несмотря на такой результат, этот автор также использует спецификации различных моделей и тестов исходя из нестационарности индекса реформ ЕБРР.

(2005)). Мы использовали как тесты с общим процессом единичного корня, так и тесты с индивидуальным процессом единичного корня. Спецификации всех тестов включали индивидуальные эффекты и индивидуальные линейные тренды. Выбор длины лага в соответствующих тестах осуществлялся автоматически на основе модифицированного критерия Акаика при максимальной длине лага, равной 3; выбор ширины окна осуществлялся методом Ньюи-Веста с использованием ядра Барлетта. Для наглядности серым цветом в табл. 3 выделены случаи, когда отвергалась гипотеза о наличии единичного корня (не отвергалась гипотеза о наличии стационарности) на 5%-ном уровне значимости. Несмотря на некоторую противоречивость результатов, полученных при помощи панельных тестов на единичный корень и стационарность, в целом можно сделать следующие выводы:

1) уровень индекса реформ ЕБРР (в наших обозначениях – $EBRD$) и логарифмический уровень реального ВВП в наших обозначениях – $gdppc$) являются переменными, содержащими единичный корень. Для $EBRD$ гипотеза о единичном корне отвергается только в одном тесте из восьми (Levin-Lin-Chu тест). Для $gdppc$ гипотеза о единичном корне отвергается в трех тестах из восьми. Кроме Levin-Lin-Chu теста, ADF – Fisher (χ^2) тест и PP – Fisher (χ^2) тест также отвергают нулевую гипотезу о единичном корне. Однако другой вариант этих тестов (ADF – Choi (Z -статистика) и PP – Choi (Z -статистика)) четко указывает на нестационарность переменной $gdppc$;

2) прирост индекса реформ ЕБРР (в наших обозначениях – $\Delta EBRD$) и логарифмическая разность уровня ВВП на душу населения (в наших обозначениях – $\Delta gdppc$) являются стационарными переменными. Для $\Delta EBRD$ только тест Hadri отвергает нулевую гипотезу о стационарности. Для $\Delta gdppc$ указанный тест также отвергают гипотезу о стационарности, ADF – Fisher (χ^2) отвергает гипотезу о единичном корне лишь на 10% уровне значимости. В целом же согласно использованным тестам $\Delta EBRD$ является стационарной величиной в 7 случаях из 8; $\Delta gdppc$ является стационарной величиной в 6 случаях из 8 на 5% уровне значимости и в 7 случаях из 8 на 10% уровне значимости.

Таким образом, панельные тесты на единичный корень, представленные в табл. 3, говорят в пользу того, что $EBRD$ и $gdppc$ являются нестационарными переменными с порядком интегрированности $I(1)$; $\Delta EBRD$ и $\Delta gdppc$ являются стационарными переменными с порядком интегрированности $I(0)$. Это означает, что между уровнем реального ВВП на душу населения и индексом реформ ЕБРР может существовать долгосрочная связь, которая может быть исследована при помощи коинтеграционного анализа применительно к панельным данным.

4. РЕЗУЛЬТАТЫ ЭКОНОМЕТРИЧЕСКОГО АНАЛИЗА

4.1. Панельная коинтеграция: тест Педрони

Поскольку в предыдущем разделе было установлено, что уровни реального ВВП на душу населения и индекса реформ ЕБРР являются переменными с порядком интегрированности $I(1)$, между ними может существовать долгосрочная связь. В нашем случае анализ долгосрочной связи предполагает использование коинтеграционного анализа применительно к панельным данным.

Основной задачей данной раздела является проверка гипотезы о наличии коинтеграции между переменными $gdppc$ и $EBRD$. Для этой цели мы использовали метод, предложенный Педрони для панельных данных в рамках одного уравнения регрессии (Pedroni (1997, 1999, 2001)). Педрони разработал 7 тестов на коинтеграцию: 4 теста являются внутригрупповыми (within-dimension), 3 теста – межгрупповыми (between-dimension). В первом случае тесты на коинтеграцию представляют собой статистики, основанные на общих для различных стран авторегрессионных коэффициентах в соответствующих тестах на единичный корень (панельный тест на коинтеграцию). Во втором случае тесты на коинтеграцию являются простыми средними из индивидуальных тестов для различных стран (среднегрупповой панельный тест на коинтеграцию). Для всех семи тестов нулевой гипотезой является отсутствие коинте-

грации. Альтернативная гипотеза предполагает наличие коинтеграции между рассматриваемыми переменными.

В нашем случае в основу панельных тестов на коинтеграцию Педрони была положена регрессия вида (4) с учетом используемых нами переменных:

$$gdppc_{i,t} = \alpha_i + \delta_i t + \beta EBRD_{i,t} + \varphi RECOV_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (9)$$

где $i = 1, 2, \dots, 26$ (страны); $t = 1989, 1990, \dots, 2005$ (годы). Представленная спецификация предполагает наличие различных аспектов гетерогенности, которая учитывается через постоянные индивидуальные эффекты (α_i) и индивидуальные тренды ($\delta_i t$).

Тест на коинтеграцию, основанный на (9), осуществляется при помощи следующей регрессии:

$$\varepsilon_{i,t} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + u_{i,t}, \quad (10)$$

где $\rho_i = 1 \forall i$ при H_0 : коинтеграция отсутствует; ρ_i – авторегрессионный коэффициент.

Различия между панельным и среднегрупповым панельным тестами на коинтеграцию заключаются в спецификации альтернативной гипотезы о наличии коинтеграции. Для панельного теста на коинтеграцию $H_0 : \rho_i = 1 \forall i$; $H_1 : \rho_i = \rho < 1 \forall i$, для среднегруппового панельного теста на коинтеграцию $H_0 : \rho_i = 1 \forall i$; $H_1 : \rho_i < 1 \forall i$. Таким образом, среднегрупповой панельный тест на коинтеграцию является более общим тестом, т.к. при альтернативной гипотезе он допускает гетерогенность коэффициентов.

Таблица 4

Панельные тесты Педрони на коинтеграцию

	Статистика	p-значение	Взвешенная статистика	p-значение
<i>Альтернативная гипотеза: общие авторегрессионные коэффициенты (внутригрупповое значение)</i>				
Панельная ν -статистика	23.04	0.00	2.36	0.02
Панельная ρ -статистика	1.08	0.22	2.36	0.02
Панельная PP-статистика	-4.89	0.00	-3.81	0.00
Панельная ADF-статистика	-6.77	0.00	-7.91	0.00
<i>Альтернативная гипотеза: индивидуальные авторегрессионные коэффициенты (межгрупповое значение)</i>				
Групповая ρ -статистика	3.26	0.00		
Групповая PP-статистика	-5.45	0.00		
Групповая ADF-статистика	-7.18	0.00		

Примечание: расчеты осуществлены при помощи эконометрической программы EViews 6.0 beta. H_0 : коинтеграция отсутствует. Спецификация тестов предполагала детерминистические константы и тренды. Выбор длины лага осуществлялся автоматически на основе критерия Акаика при максимальной длине лага, равной 2; выбор ширины окна осуществлялся методом Ньюи-Веста с использованием ядра Барлетта. Серым цветом выделены случаи, когда нулевая гипотеза об отсутствии коинтеграции отвергалась на 5% уровне значимости⁷.

Результаты панельных тестов на коинтеграцию представлены в табл. 4. В настоящее время существует ряд эконометрических программ, позволяющих осуществить панельные тесты Педрони на коинтеграцию. В данном исследовании мы воспользовались возможностями последней версии эконометрического пакета EViews. Спецификации всех тестов предполагала детерминистические константы и тренды. Выбор длины лага осуществлялся автоматически на основе критерия Акаика при максимальной длине лага, равной 2; выбор ширины окна осуществлялся методом Ньюи-Веста с использованием ядра Барлетта. Для наглядности серым цветом в табл. 4 выделены случаи, когда нулевая гипотеза об отсутствии коинтеграции отвергалась на 5% уровне значимости.

⁷ Нулевая гипотеза отвергается, если статистика имеет статистически значимое отрицательное значение; исключение составляет панельная ν -статистика: в этом случае нулевая гипотеза отвергается, если статистика имеет статистически значимое положительное значение.

Как следует из табл. 4, пять тестов из семи отвергают отсутствие коинтеграции между уровнем реального ВВП на душу населения и уровнем индекса реформ ЕБРР. Для малых выборок (в нашем случае $t = 26$) среднегрупповая параметрическая t -статистика (среднегрупповая ADF -статистика) является более мощным тестом, чем другие тесты (Pedroni (1997)). Принимая во внимание полученные результаты и сделанное замечание, можно сделать вывод, что переменные $gdppc$ и $EBRD$ коинтегрированы. Следовательно, между уровнями реального ВВП на душу населения и индекса реформ ЕБРР существует долгосрочная зависимость. Наличие коинтеграции между переменными $gdppc$ и $EBRD$ позволяет оценить параметры долгосрочной связи на основе коинтеграционной зависимости вида (9).

4.2. Оценка параметров долгосрочной связи

Для оценки параметров долгосрочной связи мы использовали уравнение регрессии вида (9). Особенности используемого подхода и спецификации данной модели заключаются в следующем: 1) оценка регрессии осуществлялась при помощи панельного метода наименьших квадратов (ПМНК); 2) коэффициенты при переменных $EBRD$ и $RECOV$ являлись общими для всех стран; 3) модель предполагала индивидуальные тренды (тестируемая гипотеза); 4) модель предполагает индивидуальные постоянные эффекты (тестируемая гипотеза). Несмотря на то, что использование ПМНК при оценке уравнения долгосрочной связи может оказаться проблематичным, а полностью модифицированный метод наименьших квадратов в данном случае дает более надежные оценки (Pedroni (2001)), мы стремились оценить параметры уравнения долгосрочной связи, используя спецификацию, максимально приближенную к уравнению регрессии, на основе которого рассчитывались панельные тесты на коинтеграцию. Полученные результаты представлены в табл. 5.

Таблица 5

Долгосрочная связь между рыночными реформами и экономическим ростом (зависимая переменная – $gdppc$)

Переменные	Коэффициент	t -статистка	p -значение
<i>Constant</i>	7.620	275.9	0.00
<i>EBRD</i>	0.105	4.5	0.00
<i>RECOV</i>	0.208	25.6	0.00
	статистика	степени свободы	p -значение
<i>Тесты на отсутствие постоянных индивидуальных эффектов:</i>			
F -тест	253.0	25, 388	0.00
χ^2 -тест	1260.1	25	0.00
<i>Тесты на отсутствие индивидуальных трендов:</i>			
F -тест	42.0	26, 388	0.00
Отношение логарифмического правдоподобия, χ^2	591.7	26	0.00

Примечание: расчеты осуществлены при помощи эконометрической программы EViews 5.1. Модель включает постоянные индивидуальные эффекты и индивидуальные тренды, которые в данной таблице не приводятся. Метод оценки модели – панельный метод наименьших квадратов (ПМНК).

Результаты оценки параметров долгосрочной связи «рыночные реформы – экономический рост» представлены в табл. 5⁸, коэффициент при переменной $EBRD$ является положительным и статистически значимым. Таким образом, рост индекса реформ ЕБРР в долгосрочном периоде оказывает положительное влияние на экономический рост. Фиктивная переменная, характеризующая влияние восстановительного роста, также является статистически значимой и имеет ожидаемый знак. Тесты на отсутствие постоянных индивидуальных эффектов и индивидуальных тестов говорят в пользу выбранной спецификации модели.

⁸ Подробные результаты см. в Приложении Б.

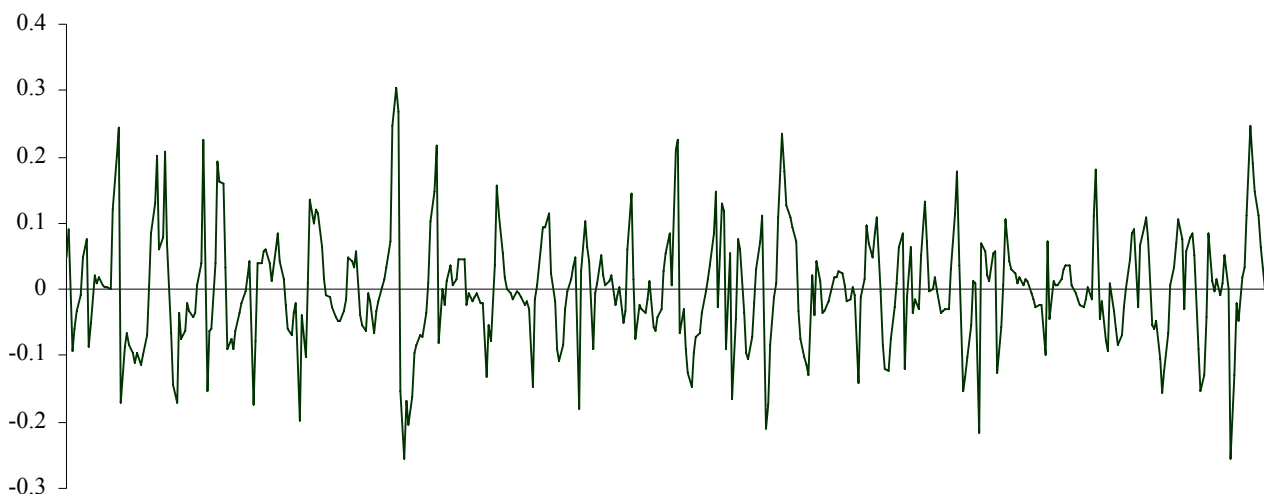


Рис. 4. Остатки уравнения регрессии (11): механизм корректировки равновесия

Уравнение долгосрочной связи между уровнем реального ВВП на душу населения и уровнем индекса реформ ЕБРР с учетом выбранной спецификации принимает следующий вид:

$$gdppc_{i,t} = 7.620 + 0.105EBRD_{i,t} + 0.208RECOV_{i,t} + \varepsilon_{i,t}. \quad (11)$$

Наличие коинтеграции между $gdppc$ и $EBRD$ предполагает, что остатки данного регрессионного уравнения ($\varepsilon_{i,t}$) являются стационарной величиной, а их величина, взятая с лагом 1, представляет собой механизм корректировки равновесия при отклонении $gdppc$ от своей равновесной траектории. Остатки регрессионного уравнения (11) представлены на рис. 4. Очевидно, что остатки $\varepsilon_{i,t}$ визуально представляют собой стационарную величину с нулевым средним. Формальные тесты на единичный корень остатков коинтеграционной связи (11) приведены в табл. 6.⁹ Полученные результаты показывают, что, согласно всем использованным тестам, остатки регрессионного уравнения (11) являются стационарной величиной.

Таблица 6

Механизм корректировки равновесия: панельные тесты на единичный корень

Тест	Экзогенные переменные	Статистика	p-значение
<i>H₀: ряд содержит единичный корень (общий процесс единичного корня)</i>			
Levin-Lin-Chu (<i>t</i> [*])	нет	-11.95	0.00
<i>H₀: ряд содержит единичный корень (индивидуальный процесс единичного корня)</i>			
Im-Pesaran-Shin (<i>W</i> -статистика)	индивидуальные эффекты	-4.55	0.00
<i>ADF</i> – Fisher (χ^2)	нет	228.92	0.00
<i>ADF</i> – Choi (<i>Z</i> -статистика)	нет	-10.75	0.00
<i>PP</i> – Fisher (χ^2)	нет	233.82	0.00
<i>PP</i> – Choi (<i>Z</i> -статистика)	нет	-11.03	0.00
<i>H₀: ряд не содержит единичного корня (общий процесс единичного корня)</i>			
Nadri (<i>Z</i> -статистика)	индивидуальные эффекты	-0.60	0.73

Примечание: расчеты осуществлены при помощи эконометрической программы EViews 5.1. Выбор длины лага осуществлялся автоматически на основе модифицированного критерия Акаика при максимальной длине лага, равной 2, в тестах без индивидуальных эффектов, и максимальной длине лага, равной 3, в тестах с индивидуальными эффектами; выбор ширины окна осуществлялся методом Ньюи-Веста с использованием ядра Барлетта (см. QMS (2005)). *p*-статистики для тестов Фишера рассчитаны на основе асимптотического χ^2 -распределения. Остальные *p*-статистики предполагают асимптотическую нормальность.

⁹ Строго говоря, тесты на единичный корень, приведенные в табл. 6, не являются тестами на коинтеграцию. Тем не менее, они однозначно указывают на стационарность остатков уравнения регрессии (11), что является дополнительным свидетельством в пользу наличия коинтеграции между уровнем реального ВВП на душу населения и уровнем индекса реформ ЕБРР.

Таким образом, регрессионное уравнение (14) отражает долгосрочную связь между уровнем реального ВВП на душу населения и уровнем индекса рыночных реформ ЕБРР. Остатки данного уравнения ($\varepsilon_{i,t}$) являются стационарной величиной и представляют собой механизм корректировки равновесия, который должен быть использован при моделировании связи «рыночные реформы – экономический рост», как в долгосрочном, так и в краткосрочном периоде (модель с механизмом корректировки равновесия, который в дальнейшем будем обозначать как *ЕСМ*).

4.3. Коинтеграция и оценка параметров долгосрочной связи: альтернативный подход

В предыдущем разделе для получения параметров долгосрочной связи «рыночные реформы – экономический рост» при оценке панельной регрессии нами использовался метод наименьших квадратов. Однако такой подход правомерен в случае, если соблюдается предположение о гомогенности коэффициентов регрессии между отдельными странами, включенными в панель. Таким образом, необходимо более тщательное исследование данной проблемы с учетом различий в краткосрочной и долгосрочной динамике между отдельными странами. С этой целью мы использовали подход, разработанный в Pesaran, Shin, and Smith (1999), который позволяет одновременно осуществить тест на наличие коинтеграции между рассматриваемыми переменными и оценить параметры долгосрочной связи.

В основе данного подхода лежат два метода статистической оценки динамических панельных данных: среднегрупповые оценки (mean group) и объединенные среднегрупповые оценки (pooled mean group). Среднегрупповые оценки параметров долгосрочной связи для панельных данных представляют собой среднюю величину из параметров долгосрочной связи для отдельных стран. Метод объединенных среднегрупповых оценок представляет собой промежуточный вариант между методом среднегрупповых оценок, в котором коэффициенты регрессии и константы различны для отдельных стран, и регрессией с постоянными эффектами, где коэффициенты фиксированы, а константы могут изменяться. В методе объединенных среднегрупповых оценок только параметры долгосрочной связи являются одинаковыми для всех стран, в то время как коэффициенты краткосрочной динамики могут варьировать по странам, включенным в панель.

Рассмотрим метод объединенных среднегрупповых оценок применительно к нашим данным. Авторегрессионная модель с распределенным лагом без ограничений

$$gdppc_{it} = \sum_{j=1}^m \lambda_{ij} gdppc_{i,t-j} + \sum_{j=0}^n \delta_{ij} EBRD_{i,t-j} + \sum_{j=0}^n \varphi_{ij} RECOV_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

может быть репараметризована как модель с механизмом корректировки ошибки (равновесия):

$$\begin{aligned} \Delta gdppc_{it} = & \theta_i (gdppc_{i,t-1} + \beta_{1i} EBRD_{i,t-1} + \beta_{2i} RECOV_{i,t-1}) + \\ & + \sum_{j=1}^{m-1} \phi_{ij} \Delta gdppc_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{n-1} \phi_{ij} \Delta EBRD_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{m-1} \gamma_{ij} \Delta RECOV_{i,t-j} + \mu_i + u_{it} \end{aligned} \quad (13a)$$

где β_{1i} и β_{2i} – параметры долгосрочной связи; θ_i – коэффициент обратной связи, характеризующий скорость восстановления равновесного состояния; выражение в скобках при данном коэффициенте представляет собой механизм корректировки равновесия (ЕСМ).

Метод объединенных среднегрупповых оценок накладывает следующее ограничение на (13a): параметры долгосрочной связи β_{1i} и β_{2i} являются одинаковыми для всех стран, включенных в панель. Тогда соответствующая модель приобретает следующий вид:

$$\begin{aligned} \Delta gdppc_{it} = & \theta_i (gdppc_{i,t-1} + \beta_1 EBRD_{i,t-1} + \beta_2 RECOV_{i,t-1}) + \\ & + \sum_{j=1}^{m-1} \phi_{ij} \Delta gdppc_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{n-1} \phi_{ij} \Delta EBRD_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{m-1} \gamma_{ij} \Delta RECOV_{i,t-j} + \mu_i + u_{it} \end{aligned} \quad (13б)$$

В (13б) все коэффициенты краткосрочной связи, а также коэффициенты обратной связи могут варьировать по отдельным странам. Оценки коэффициентов в данном случае являются состоятельными и асимптотически нормальными, как для переменных с порядком интегрированности $I(1)$, так и для переменных с порядком интегрированности $I(0)$. Оценка модели осуществляется методом максимального правдоподобия. Длина лага в модели может быть выбрана на основе различных информационных критериев или при помощи метода «от общего к частному», редуцирующего модель до переменных, коэффициенты при которых статистически значимы. Правомерность использования метода объединенных групповых оценок может быть определена при помощи теста Хаусмана (нулевая гипотеза – возможность использования объединенных среднегрупповых оценок).

Таблица 7

Тест на коинтеграцию и оценка коэффициентов долгосрочной связи: среднегрупповые панельные оценки (зависимая переменная – $gdppc$)

Переменные	Коэффициент	t -статистика	h -тест	p -значение
Коэффициенты долгосрочной связи:				
<i>EBRD</i>	0.114	5.87	0.87	0.35
<i>RECOV</i>	0.092	30.33	0.84	0.36
Совместный тест Хаусмана			0.88	0.64
Механизм корректировки равновесия:				
<i>ECM</i>	-0.318	-4.40		
Коэффициенты краткосрочной связи:				
<i>Constant</i>	0.040	0.67		
$\Delta gdppc_{t-1}$	0.271	3.76		
$\Delta EBRD$	-0.103	-2.31		
$\Delta RECOV$	0.097	4.11		

Примечание: расчеты осуществлены в Gauss 8.0 на основе программы JASA (<http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/jasa.exe>). Данные по каждой стране были скорректированы путем вычитания среднего значения каждого временного ряда. Выбор лага осуществлялся методом «от общего к частному». В результате была выбрана следующая спецификация авторегрессионной модели с распределенным лагом: (1, 0, 0). Модель оценивалась методом Ньютона-Рафсона. h -тест – тест Хаусмана.

Результаты, полученные на основе модели (13б), представлены в табл. 7. Во-первых, индивидуальные тесты и совместный тест Хаусмана не отвергают нулевую гипотезу об обоснованности использования объединенных среднегрупповых оценок. Следовательно, представленные в табл. 7 результаты адекватно описывают имеющиеся панельные данные. Во-вторых, исследуемые переменные коинтегрированы, т.е. между ними существует долгосрочная связь. Об этом свидетельствует отрицательный и статистически значимый на 1% уровне коэффициент обратной связи (-0.318) при механизме корректировки равновесия (*ECM*). Параметры долгосрочной связи при *EBRD* и *RECOV* являются статистически значимыми на 1% уровне и имеют ожидаемый знак. Кроме того, значение коэффициента при *EBRD* (0.114) очень близко к результату, полученному ранее в рамках статической панельной регрессии с постоянными эффектами (0.105). Коэффициенты краткосрочной связи в данном случае не представляют для нас специального интереса, хотя все они являются статистически значимыми исходя из метода выбора длины лага в модели («от общего к частному»). Таким образом, два различных метода дают непротиворечивые результаты: они четко указывают на наличие коинтеграции между уровнем реального ВВП на душу населения и уровнем индекса реформ ЕБРР, а также на наличие статистически значимого положительного влияния индекса реформ на экономический рост в долгосрочном периоде. Исходя из полученных результатов, мы будем использовать механизм корректировки равновесия ($\varepsilon_{i,t}$), полученный в разделе 4.2 для анализа направления связи и проблемы эндогенности исследуемых переменных.

4.4. Анализ каузальности и эндогенности: кратко- и долгосрочный аспекты

Поскольку мы получили результаты, свидетельствующие о наличии долгосрочной связи между изучаемыми переменными, дальнейший анализ следует осуществлять в рамках модели с механизмом корректировки равновесия, позволяющей учесть краткосрочные и долгосрочные аспекты связи «экономический рост – рыночные реформы». Исходя из (10а) и (10б), для проверки гипотез будут использоваться следующие уравнения регрессии:

$$\Delta gdp_{i,t} = \mu_{1i} + \phi_1 \Delta gdp_{i,t-1} + \gamma_1 \Delta EBRD_{i,t-1} + \delta_1 \Delta RECOV_{i,t-1} + \alpha_1 ECM_{i,t-1} + u_{1i,t}, \quad (14a)$$

$$\Delta EBRD_{i,t} = \mu_{2i} + \phi_2 \Delta gdp_{i,t-1} + \gamma_2 \Delta EBRD_{i,t-1} + \delta_2 \Delta RECOV_{i,t-1} + \alpha_2 ECM_{i,t-1} + u_{2i,t}. \quad (14б)$$

На основе указанных регрессионных уравнений можно оценить направленность связей между переменными, как в краткосрочном, так и в долгосрочном периоде (тесты Грейнджера), а также рассмотреть проблему эндогенности (экзогенности) переменных, включенных в модель. В табл. 8 представлены результаты оценки регрессий (14а) и (14б) на основе панельного метода наименьших квадратов (модель включает фиксированные временные эффекты).

Таблица 8

Кратко- и долгосрочный аспекты связи «рыночные реформы – экономический рост» (ПМНК)

Переменные	Зависимая переменная					
	$\Delta gdp_{i,t}$			$\Delta EBRD_{i,t}$		
	коэффициент	<i>t</i> -статистика	<i>p</i> -значение	коэффициент	<i>t</i> -статистика	<i>p</i> -значение
<i>Constant</i>	-0.090	-7.775	0.000	0.145	4.480	0.000
$\Delta gdp_{i,t-1}$	0.323	4.790	0.000	0.240	1.610	0.108
$\Delta EBRD_{i,t-1}$	0.054	3.015	0.003	0.141	2.590	0.010
$\Delta RECOV_{i,t-1}$	0.123	8.260	0.000	-0.054	-1.310	0.191
$ECM_{i,t-1}$	-0.387	7.004	0.000	-0.002	-0.012	0.990
	статистика	степени свободы	<i>p</i>-значение	статистика	степени свободы	<i>p</i>-значение
<i>Тесты на отсутствие фиксированных временных эффектов:</i>						
<i>F</i> -test	2.399	14, 371	0.003	3.608	14, 371	0.000
χ^2 -test	33.794	14	0.002	49.784	14	0.000

Примечание: расчеты осуществлены при помощи эконометрической программы EViews 5.1. Модель включает фиксированные временные эффекты. Метод оценки модели – панельный метод наименьших квадратов (ПМНК).

Из табл. 8 видно, что рыночные реформы оказывают влияние на экономический рост и в краткосрочном, и в долгосрочном периоде. Прирост индекса реформ ЕБРР с лагом в один год оказывает статистически значимое (на 1% уровне) положительное влияние на темп прироста ВВП на душу населения. Коэффициент при механизме корректировки равновесия также является статистически значимым на 1% уровне и имеет правильный знак (минус). Его величина означает, что корректировка равновесия при отклонении зависимой переменной от своей равновесной траектории происходит примерно за 2.5 года ($1/0.378 = 2.584$).

Оценка влияния рыночных реформ на экономический рост в рамках модели с механизмом корректировки равновесия, характеризующего долгосрочную связь между рыночными реформами и экономическим ростом, логически объясняет имеющиеся место несоответствия между глубиной реформирования экономики и экономическим ростом в отдельных странах (например, Беларуси). Страна может относительно высокие темпы экономического роста при довольно низком значении индекса рыночных реформ. Это означает, что уровень ВВП в такой стране находится выше своего равновесного уровня, и механизм корректировки равновесия будет действовать в сторону замедления экономического роста и восстановления равновесия. В противоположной ситуации страна может иметь относительно низкие темпы роста при относительно высоком значении индекса рыночных реформ. В этом случае уровень ВВП находится выше своего равновесного уровня, и механизм корректировки равновесия будет действовать в сторону ускорения экономического роста и восстановления равновесия.

Результаты, представленные в табл. 8, показывают, что экономический рост не является фактором ускорения рыночных реформ. В регрессионном уравнении (14б) коэффициенты при механизме корректировки равновесия и Δgdp_{t-1} являются статистически незначимыми. Сказанное отвергает предположение об эндогенности рыночных реформ и экономического роста. Согласно полученным результатам, индекс рыночных реформ ЕБРР является строго экзогенной переменной по отношению к экономическому росту.

Оценки коэффициентов регрессии в (14а) и (14б) могут быть несостоятельными при использовании панельного метода наименьших квадратов в моделях с постоянными эффектами и наличии лагов зависимой переменной (Nickell (1981)). В данном случае имеет место смещение оценок порядка $1/t$, где t – длина временных рядов в панели. В нашем случае $t = 26$, следовательно, вполне вероятно, что смещение оценок будет небольшим. Тем не менее, для получения более надежных результатов мы использовали дополнительно обобщенный метод моментов (ОММ) для оценки моделей (14а) и (14б). В данной работе был использован системный обобщенный метод моментов (ОММ-СИС) (см. Blundell, Bond (1998)).

Результаты расчетов представлены в табл. 9. Модель хорошо специфицирована: тест Саргана свидетельствует о валидности выбранных инструментов; кроме того, наличие автокорреляции первого порядка и отсутствие автокорреляции второго порядка говорит о правильности спецификации.

Таблица 9

Кратко- и долгосрочный аспекты связи «рыночные реформы – экономический рост» (ОММ-СИС)

Переменные	Зависимая переменная					
	Δgdp_{t-1}			$\Delta EBRD$		
	коэффициент	t-статистика	p-значение	коэффициент	t-статистика	p-значение
Constant	-0.098	-6.470	0.000	0.253	3.750	0.000
Δgdp_{t-1}	0.314	3.240	0.001	0.144	0.455	0.649
$\Delta EBRD_{t-1}$	0.074	2.580	0.010	0.180	1.670	0.095
$\Delta RECOV$	0.131	7.770	0.000	-0.213	-2.710	0.007
ECM_{t-1}	-0.420	-3.930	0.000	0.037	0.135	0.893

Метод трансформации: первые разности

ОММ-СИС метод оценки: комбинация уравнений в разностях и уровнях

Инструменты для уравнений в разностях:

Трансформированные инструменты: ECM ; $ECM(-2)$.

Инструменты в уровнях: $Gmm(gdp_{t-1}, 2, 99)$; $Gmm(EBRD, 2, 99)$; $Gmm(RECOV, 2, 99)$; $Gmm(ECM, 2, 99)$.

Инструменты для уравнений в уровнях: ECM ; $ECM(-2)$; $GmmLevel(\Delta gdp_{t-1}, 1, 1)$; $GmmLevel(\Delta EBRD, 1, 1)$; $GmmLevel(\Delta RECOV, 1, 1)$; $GmmLevel(ECM, 1, 1)$.

Wald (joint): $\chi^2(4) = 802.3[0.000]$

Wald (dummy): $\chi^2(1) = 41.9[0.000]$

Sargan test: $\chi^2(534) = 24.4[1.000]$

AR(1) test: $N(0.1) = -2.1[0.032]$

AR(2) test: $N(0.1) = 0.8[0.414]$

Wald (joint): $\chi^2(4) = 46.4[0.000]$

Wald (dummy): $\chi^2(1) = 14.0[0.000]$

Sargan test: $\chi^2(534) = 21.7[1.000]$

AR(1) test: $N(0.1) = -2.9[0.003]$

AR(2) test: $N(0.1) = 0.3[0.733]$

Примечание: расчеты осуществлены при помощи пакета PDP 1.24 эконометрической программы PcGive 10.3 (Doornik, Hendry (2001)). Wald (joint) – совместный тест на значимость переменных регрессии (H_0 : переменные статистически незначимы); Wald (dummy) – совместный тест на значимость фиктивных переменных (констант) в регрессии (H_0 : фиктивные переменные статистически незначимы); Sargan test – тест Саргана на обоснованность выбора инструментов в модели (H_0 : инструменты выбраны обоснованно); AR(1) и AR(2) – тест на автокорреляцию остатков 1-го и 2-го порядков (H_0 : автокорреляция остатков отсутствует). В таблице представлены коэффициенты и тесты второго шага расчетов методом ОММ-СИС. При коэффициентах регрессии приведены t-статистики, полученные на основе стандартных ошибок, скорректированных применительно к конечным выборкам.

В целом результаты, полученные при помощи системного обобщенного метода моментов, соответствуют представленным в табл. 8. Индекс рыночных реформ ЕБРР оказывает статистически значимое позитивное влияние на экономический рост в краткосрочном (с лагом в один год) и долгосрочном периодах. Более того, коэффициенты в уравнении для Δgdp_{t-1} очень близки по своим значениям к тем, что были получены на основе панельного метода наименьших квадратов. Аналогичная ситуация наблюдается и со значимостью этих коэффициентов.

Что касается обратной связи, то оценки (14б) при помощи ОММ-СИС не изменили полученных ранее результатов: экономический рост не оказывает статистически значимого влияния на 5% уровне на рыночные реформы ни в долгосрочном, ни в краткосрочном периоде.

Регрессионные модели (14а) и (14б) фактически являются тестам Грейнджера на краткосрочную и долгосрочную казуальность исследуемых переменных. В целом можно сделать вывод, что индекс рыночных реформ ЕБРР является строго экзогенной переменной по отношению к показателю экономического роста (рост реального ВВП на душу населения). Таким образом, использование модели с механизмом корректировки равновесия при анализе связи «рыночные реформы – экономический рост» позволило рассмотреть эту проблему с учетом динамических характеристик используемых данных. Регрессии (14а) и (14б) являются сбалансированным, т.е. в левой и правой части этих уравнений находятся стационарные переменные. Краткосрочное влияние индекса рыночных реформ ЕБРР на экономический рост отражается через переменную $\Delta EBRD_{t-1}$; долгосрочное влияние учитывается через механизм корректировки равновесия ECM_{t-1} , представляющий собой остатки из уравнения долгосрочной связи между уровнем реального ВВП на душу населения и уровнем индекса рыночных реформ ЕБРР. Такой подход, на наш взгляд, является более обоснованным, позволяющим учесть характер используемых данных и получить корректные спецификации регрессионных моделей.

5. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В данной работе предложен новый подход к анализу связи «рыночные реформы – экономический рост», в основу которого положены современные методы эконометрического анализа панельных данных. Исходя из динамических свойств используемых данных (уровни реального ВВП на душу населения и индекса рыночных реформ ЕБРР) при исследовании указанной взаимосвязи была применена концепция коинтеграции. Использование модели с механизмом корректировки равновесия позволило получить некоторые новые результаты.

В процессе исследования были проверены пять основных гипотез и получены следующие результаты.

Гипотеза 1. Логарифмические уровни реального ВВП на душу населения и индекса рыночных реформ являются нестационарными переменными, имеющими порядок интегрированности $I(1)$. Следовательно, первые разности указанных переменных являются стационарными переменными с порядком интегрированности $I(0)$.

Результат. Набор панельных тестов на единичный корень и стационарность, использованный в данном исследовании, свидетельствует о том, что исследуемые переменные имеют порядок интегрированности $I(1)$, т.е. их первые разности являются стационарными величинами. Поэтому в регрессионных уравнениях, описывающих связь «рыночные реформы – экономический рост», было бы некорректно использовать переменные с различным порядком интегрированности. Это ведет к неверной спецификации моделей.

Гипотеза 2. Наличие коинтеграции между логарифмическим уровнем реального ВВП на душу населения и уровнем индекса рыночных реформ ЕБРР.

Результат. Использование различных методов анализа указывает на то, что уровни реального ВВП на душу населения и индекса рыночных реформ ЕБРР являются коинтегрированными переменными, т.е. между ними есть долгосрочная зависимость следующего вида (t -статистики в круглых скобках):

$$gdppc_{it} = 7.620 + 0.105 EBRD_{i,t} + 0.208 RECOV_{i,t} + \varepsilon_{it}.$$

(275.9) (4.5) (25.6)

Таким образом, рост индекса рыночных реформ в долгосрочном периоде оказывает положительное и статистически значимое влияние на динамику реального ВВП на душу населения.

Гипотеза 3. Связь «рыночные реформы – экономический рост» может быть описана с помощью модели с механизмом корректировки равновесия, отражающей долгосрочные и краткосрочные аспекты данной связи.

Гипотеза 4. Рыночные реформы оказывают статистически значимое влияние на экономический рост в краткосрочном периоде с лагом в один год.

Результат. В ходе исследования нами была получена следующая модель с механизмом корректировки равновесия, характеризующая связь «рыночные реформы – экономический рост»:

$$\Delta gdppc_{i,t} = 0.323 \Delta gdppcy_{i,t-1} + 0.054 \Delta EBRD_{i,t-1} + 0.123 \Delta RECOV_{i,t-1} - 0.387 ECM_{i,t-1} - 0.090 + u_{i,t}.$$

(4.790) (3.015) (8.260) (-7.004) (-7.775)

Таким образом, была построена хорошо специфицированная модель, подтверждающая гипотезы 3 и 4. Рыночные реформы оказывают статистически значимое позитивное влияние на экономический рост в краткосрочном периоде с лагом в один год. Статистически значимый коэффициент при механизме корректировки равновесия отражает долгосрочную связь между переменными и характеризует скорость корректировки при отклонении показателя экономического роста от своей равновесной траектории. Указанные гипотезы подтверждаются различными методами оценки соответствующих регрессионных уравнений.

Гипотеза 5. Рыночные реформы и экономический рост взаимосвязаны, т.е. исследуемые переменные являются эндогенными.

Результат. В рамках используемой нами методологии анализа связи «рыночные реформы – экономический рост» гипотеза об эндогенности изучаемых переменных не нашла эмпирического подтверждения. Согласно полученным результатам, индекс рыночных реформ ЕБРР является строго экзогенной переменной по отношению к показателю экономического роста. Таким образом, экономический рост не оказывает статистически значимого влияния на рыночные реформы ни в краткосрочном, ни в долгосрочном периоде.

В общих чертах наши результаты не противоречат последним исследованиям по данной проблематике (например, Falcetti, Lysenko and Sanfey (2006)). Наш основной вывод – рыночные реформы оказывают положительное влияние на экономический рост в постсоциалистических странах. Однако наш подход позволяет с эконометрической точки зрения более корректно подойти к анализу связи «рыночные реформы – экономический рост» и более детально рассмотреть различные ее аспекты (краткосрочную и долгосрочную динамику). На наш взгляд, такой подход позволяет получить более обоснованные результаты и может быть использован в других исследованиях подобного рода, например, при анализе влияния различных индексов экономической свободы на экономический рост по всем странам мира и по их группам. Указанное направление может быть предметом дальнейшего исследования.

ЛИТЕРАТУРА

- Чубрик А. (2003). Рыночные реформы и экономический рост в странах с переходной экономикой, *Белорусский экономический журнал*, 3, 42–50.
- Чубрик А. (2006). Общий обзор развития экономик стран СНГ в 1991–2003 гг., *ЭКОБЕСТ*, 2, 318–342.
- Чубрик А., Ракова Е., Пелипась И. (2002). Экономическая свобода и экономическое благосостояние (отложенные реформы: издержки упущенных возможностей). *ЭКОБЕСТ*, 1, 4–44.
- Aslund, A. (2001). The Myth of Output Collapse after Communism, *Carnegie Endowment Working Paper* No.18.
- Babetskii, I., Campos, N.F. (2007). Does Reform Work? An Econometric Examination of the Reform-Growth Puzzle, *IZA Discussion Paper* No.2638.
- Berg, A., Borensztein, E., Sahay, R., Zettelmeyer, J. (1999). The Evolution of Output in Transition Economies: Explaining the Differences, *IMF Working paper*, WP/99/73.
- Buchanan, J. M. (1975). *The Limits of Liberty*, Chicago, Chicago University Press.
- De Haan, J., Lundstrom, S., Sturm, J-E. (2005). Market oriented institutions and policies and economic growth: A critical survey, *Thurgauer Wirtschaftsinstitut, Research Paper Series*, No.5.
- De Melo, M., Denizer, C., Gelb, A., Tenev, S. (2001). Circumstance and Choice: the Role of Initial Condition and Policies in Transition Economies, *World Bank Economic Review*, 15, 1–31.
- Doornik, J.A., Hendry, D.F. (2001). *Econometric Modelling Using PcGive 10*, Vol. III, London, Timberlake Consultants.
- Engle, R., Granger, C. (1987). Co-integration and error correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, 55, 251–276.
- EBRD (2006). *Transition Report 2006: Finance in Transition*, London, European Bank for Reconstruction and Development.
- Falcetti, E., Lysenko, T., Sanfey, P. (2006). Reforms and Growth in Transition: Re-examining the Evidence, *Journal of Comparative Economics*, 34, 421–445.
- Fischer, S., Sahay, R. (2000). The Transition Economies after Ten Years, *IMF Working paper*, WP/00/30.
- Fischer, S., Sahay, R. (2004). Transition Economies: The Role of Institutions and Initial Conditions, *IMF mimeo*.
- Fischer, S., Sahay, R., Vegh, C. (1996). Stabilization and Growth in Transition Economies: The Early experience, *Journal of Economic Perspectives*, 10, 45–66.
- Fish, M., Choudhry, O. (2007). Democratization and Economic Liberalization in the Post-communist World, *Comparative Political Studies*, 40, 254–282.
- Friedman, M. (1962). *Capitalism and Freedom*, Chicago, Chicago University Press.
- Gaidar, Y. (2005). Recovery Growth as a Stage of Post-Socialist Transition? CASE – Center for Social and Economic Research, *Studies and Analyses*, No.292.
- Havrylyshyn, O. (2001). Recovery and Growth in Transition: A Decade of Evidence, *IMF Staff Papers*, 48, 53–87.
- Havrylyshyn, O., van Rooden, R. (2003). Institutions Matter in Transition, But so Do Policies. *Comparative Economic Studies*, 45, 2–24.
- Hayek, F. A. von (1960). *The Constitution of Liberty*, Chicago, Chicago University Press.
- Heybey, B., Murrell, P. (1999). The Relationship between Economic Growth and the Speed of Liberalization During Transition, *Journal of Policy Reform*, 3, 121–137.
- Pedroni, P. (1997). Panel Cointegration, Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis: New Results, *Indiana University Working Paper in Economics*.
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple repressors, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special issue, 61, 653–670.

Pedroni, P. (2001). Panel Cointegration, Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis, *Indiana University Working Paper in Economics*.

Pesaran, M., Shin, Y., Smith, R. (1999). Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels, *Journal of the American Statistical Association*, 94, 621–634.

QMS (2005). *EViews 5.1 User's Guide*, Quantitative Micro Software, LLC.

Radulescu, R., Barlow, D. (2002). The Relationship Between Policies and Growth in Transition Countries, *Economics of Transition*, 10, 719–745.

Staehr, K. (2005). Reforms and Economic Growth in Transition Economies: Complementarity, Sequencing and Speed, *The European Journal of Comparative Economics*, 2, 177–202.

Staehr, K. (2006). Linkages between Political and Economic Reforms in the Postcommunist Countries, Paper Presented at the European Association for Comparative Economics Studies (EACES) 9th Bi-Annual Conference “*Development Strategies – A Comparative View*”.

ПРИЛОЖЕНИЕ А. ДИНАМИКА ВВП И ИНДЕКСА РЕФОРМ ЕБРР

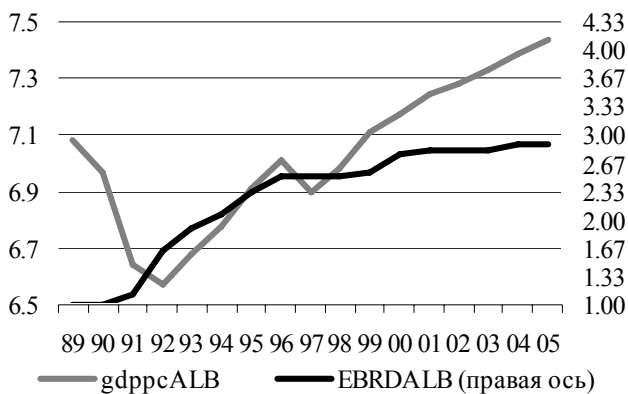


Рис. 1. Албания

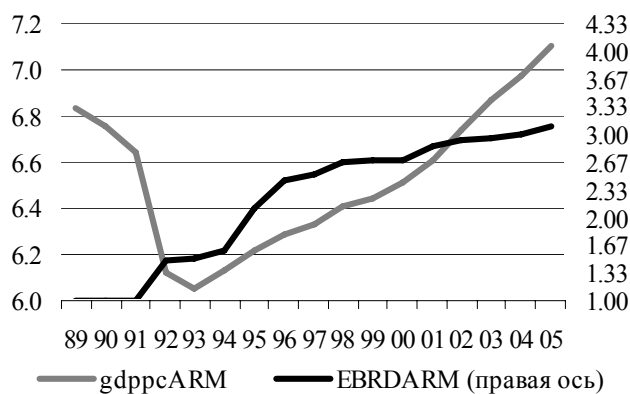


Рис. 2. Армения

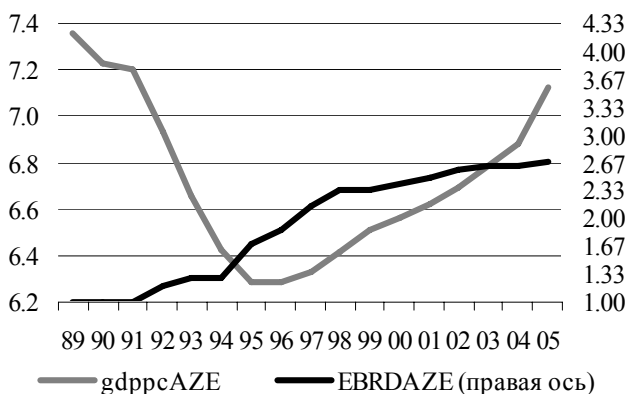


Рис. 3. Азербайджан

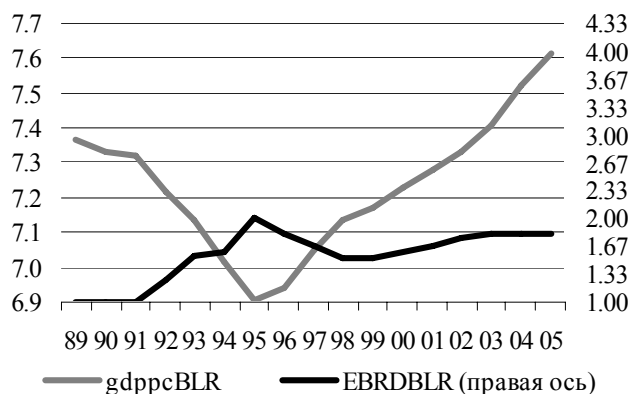


Рис. 4. Беларусь

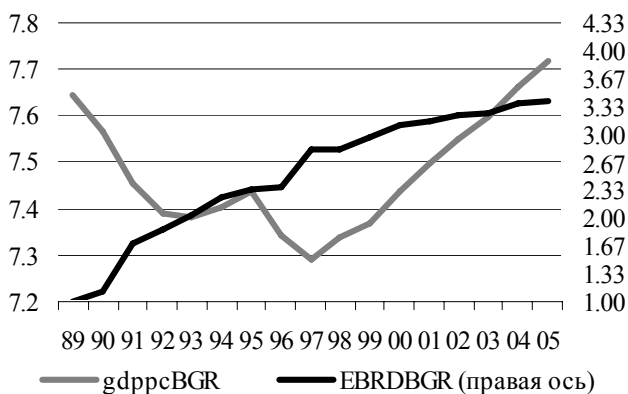


Рис. 5. Болгария

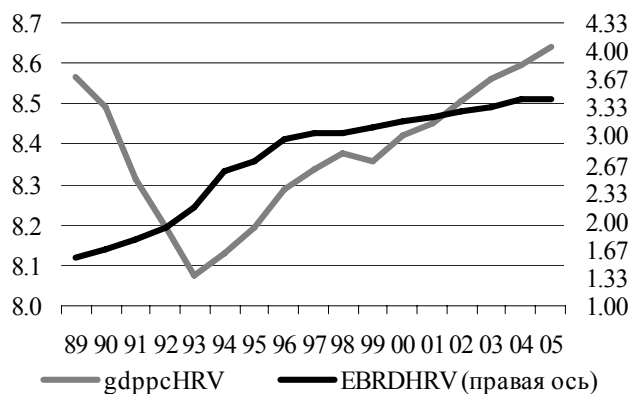


Рис. 6. Хорватия

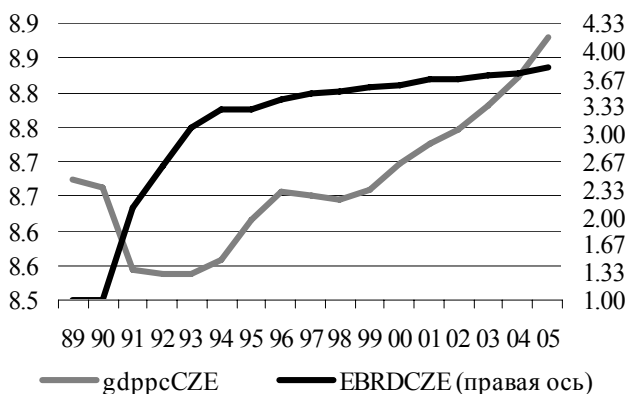


Рис. 7. Чехия

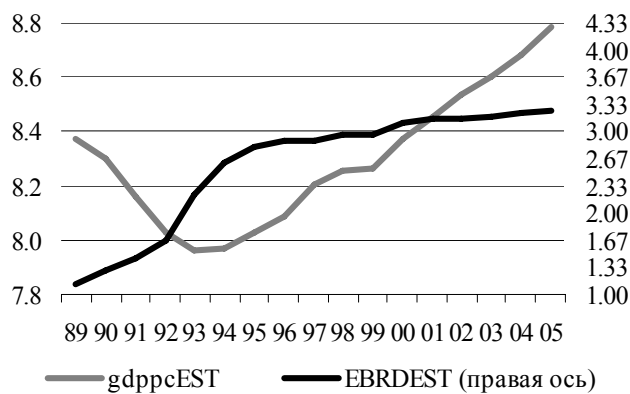


Рис. 8. Эстония

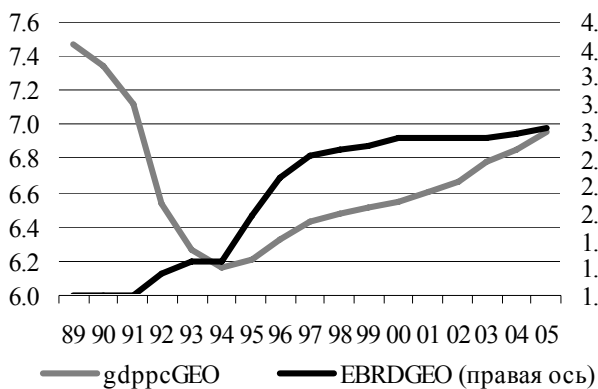


Рис. 9. Грузия

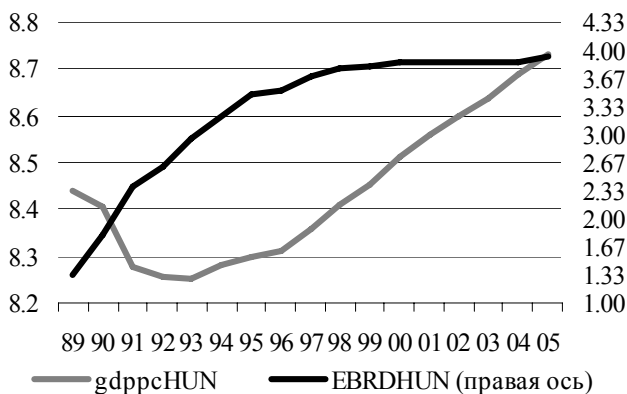


Рис. 10. Венгрия

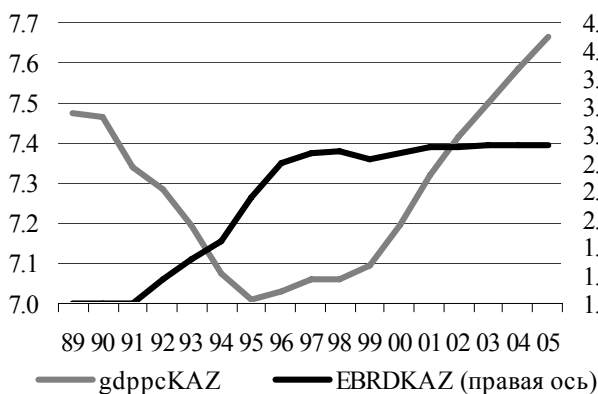


Рис. 11. Казахстан

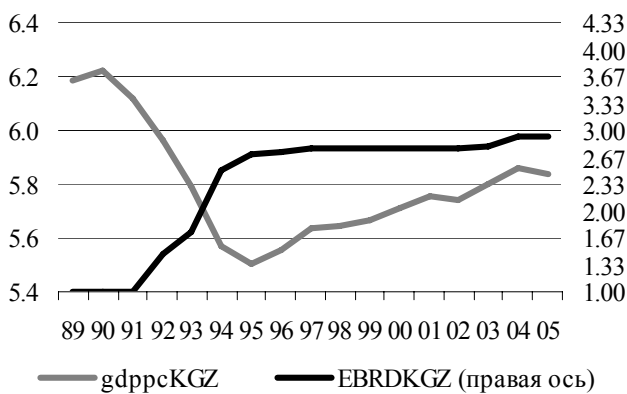


Рис. 12. Кыргызстан

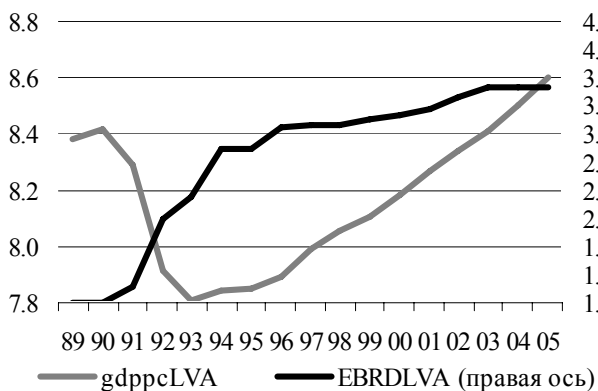


Рис. 13. Латвия

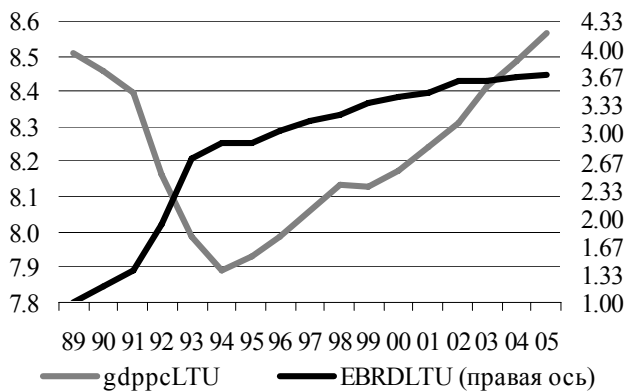


Рис. 14. Литва

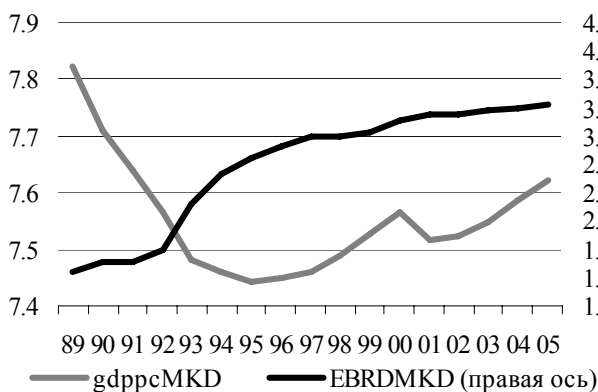


Рис. 15. Македония

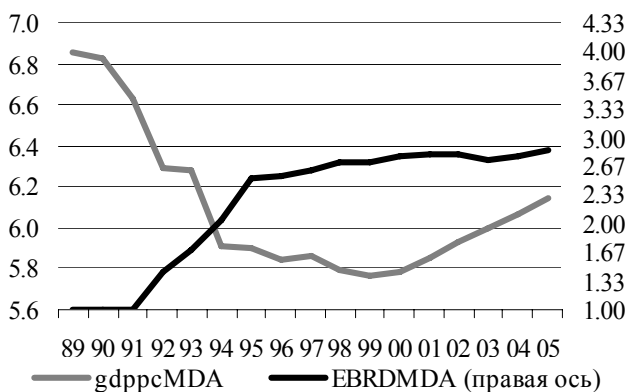


Рис. 16. Молдова

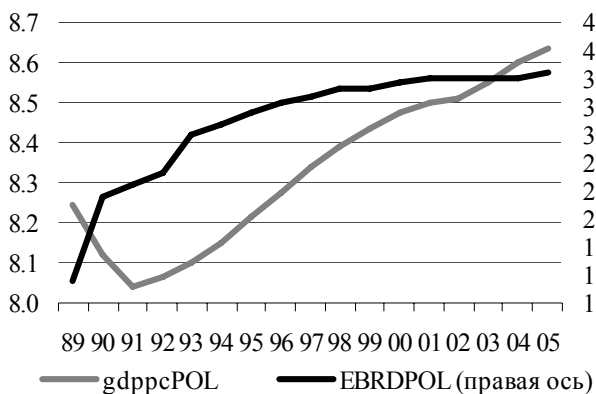


Рис. 17. Польша

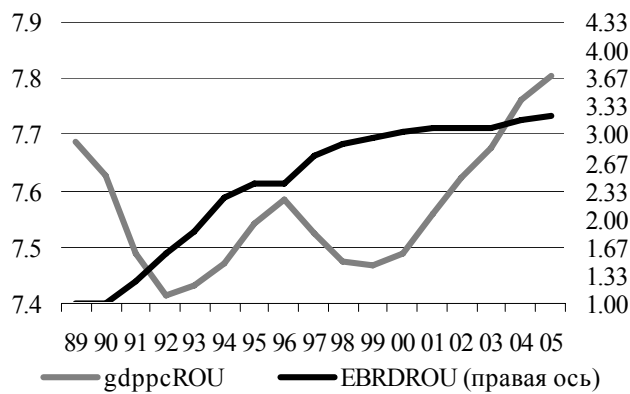


Рис. 18. Румыния

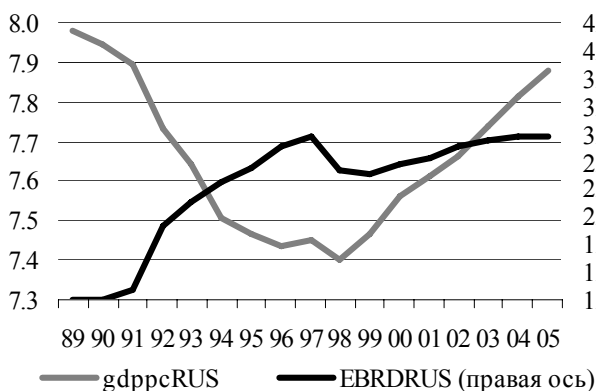


Рис. 19. Россия

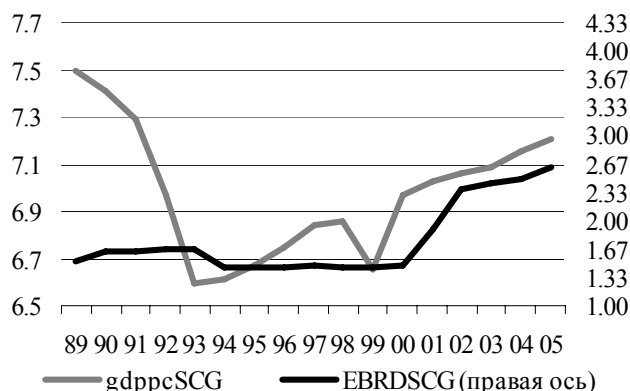


Рис. 20. Сербия и Черногория

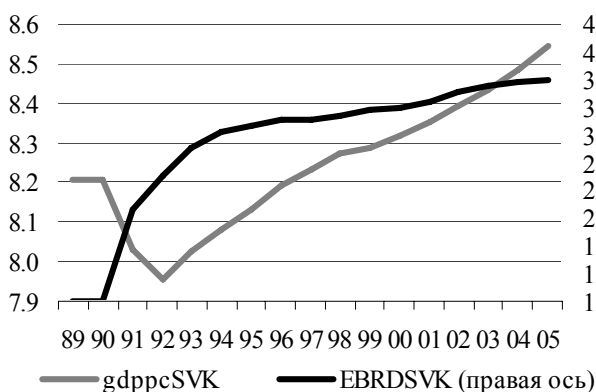


Рис. 21. Словакия

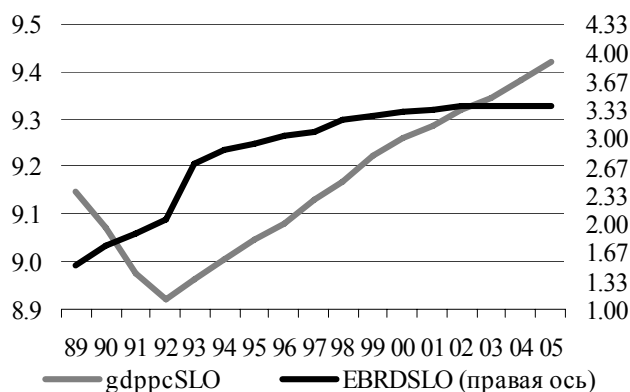


Рис. 22. Словения

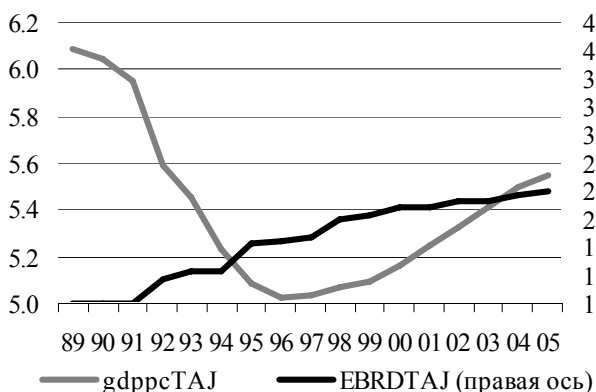


Рис. 23. Таджикистан

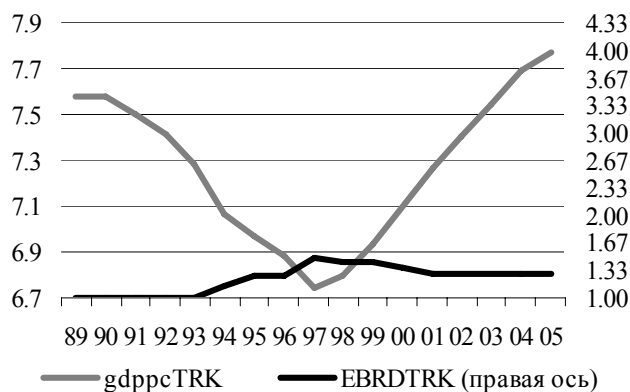


Рис. 24. Туркменистан

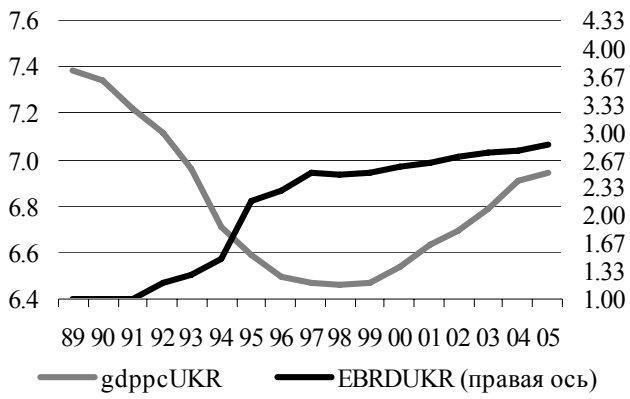


Рис. 25. Украина

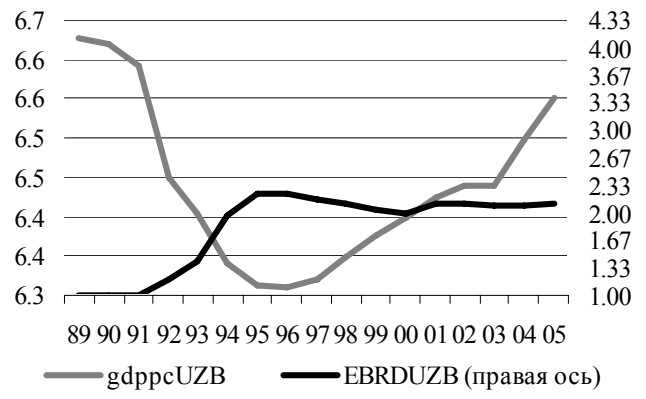


Рис. 26. Узбекистан

**ПРИЛОЖЕНИЕ Б. ДОЛГОСРОЧНАЯ СВЯЗЬ МЕЖДУ
РЫНОЧНЫМИ РЕФОРМАМИ И ЭКОНОМИЧЕСКИМ РОСТОМ**

Dependent Variable: LOG(GDPPC?)

Method: Pooled Least Squares

Sample: 1989 2005

Included observations: 17

Cross-sections included: 26

Total pool (balanced) observations: 442

White diagonal standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Intercept	7.620	0.028	275.883	0.000
EBRD?	0.105	0.023	4.470	0.000
RECOV?	0.208	0.008	25.648	0.000
ALB--@TREND	-0.157	0.010	-15.976	0.000
ARM--@TREND	-0.159	0.013	-12.536	0.000
AZE--@TREND	-0.153	0.009	-16.586	0.000
BLR--@TREND	-0.130	0.008	-15.895	0.000
BGR--@TREND	-0.180	0.011	-17.109	0.000
HRV--@TREND	-0.168	0.009	-18.000	0.000
CZE--@TREND	-0.172	0.011	-16.278	0.000
EST--@TREND	-0.150	0.009	-15.807	0.000
GEO--@TREND	-0.187	0.015	-12.388	0.000
HUN--@TREND	-0.161	0.010	-16.311	0.000
KAZ--@TREND	-0.143	0.009	-15.470	0.000
KGZ--@TREND	-0.172	0.009	-18.429	0.000
LVA--@TREND	-0.168	0.011	-15.068	0.000
LTU--@TREND	-0.165	0.010	-16.809	0.000
MKD--@TREND	-0.161	0.011	-14.318	0.000
MDA--@TREND	-0.182	0.008	-21.562	0.000
POL--@TREND	-0.172	0.010	-17.447	0.000
ROU--@TREND	-0.191	0.011	-17.328	0.000
RUS--@TREND	-0.142	0.008	-18.497	0.000
SCG--@TREND	-0.184	0.009	-19.520	0.000
SVK--@TREND	-0.172	0.010	-17.167	0.000
SLO--@TREND	-0.171	0.010	-17.278	0.000
TAJ--@TREND	-0.166	0.008	-20.890	0.000
TRK--@TREND	-0.101	0.006	-17.142	0.000
UKR--@TREND	-0.132	0.007	-20.226	0.000
UZB--@TREND	-0.135	0.010	-13.160	0.000

Effects Specification: Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.992	Mean dependent var	7.401
Adjusted R-squared	0.991	S.D. dependent var	0.954
S.E. of regression	0.092	Akaike info criterion	-1.824
Sum squared resid	3.270	Schwarz criterion	-1.325
Log likelihood	457.198	F-statistic	891.597
Durbin-Watson stat	0.703	Prob(F-statistic)	0.000