М.Е. Мамонов
Центр макроэкономического анализа и краткосрочного прогнозирования ИНП РАН, НИУ ВШЭ, Москва

А.А. Пестова
Центр макроэкономического анализа и краткосрочного прогнозирования ИНП РАН, НИУ ВШЭ, Москва

Анализ технической эффективности национальных экономик: роль институтов, инфраструктуры и ресурсной ренты[1]

В статье предложена идея объединения в расширенной – пятифакторной – версии производственной функции основного положения «Новых теорий роста» о роли институтов в экономическом развитии с методами учета инфраструктуры. Наряду со стандартным набором из трех факторов (трудом, физическим и человеческим капиталом) были использованы агрегированный индекс развития институтов (в методологии Fraser Institute) и показатели обеспеченности стран инфраструктурой (по данным базы WDI Мирового банка) в качестве соответственно четвертого и пятого факторов производства. В статье показано, что корректная оценка совокупной факторной производительности требует, во-первых, вычитания ресурсной ренты из выпуска – это помогает исключить страны–экспортеры природных ресурсов из состава топ-10 мировых технологических лидеров. Во-вторых, проведена коррекция выпусков фильтром Ходрика–Прескотта, что исключило перенос циклической компоненты в показатели технологической эффективности стран. Расчеты показали, что развивающимся странам присущи более высокие темпы технологического прогресса, чем развитым. Оценки реализованы в рамках анализа стохастической границы эффективности (SFA) на данных баз Мирового банка, МВФ, Fraser Institute и ЮНЕСКО для 140 стран за 1980–2010 гг.

Ключевые слова: *производственные функции, институты, инфраструктура, ресурсная рента, технологическая эффективность, SFA-индекс, индекс Малмквиста.*

Классификация JEL: O47, O57.

1. Введение

Технологическое развитие признается современной литературой одной из основных движущих сил экономического роста национальных экономик (Barro, Sala-i-Martin, 1997; Henry et al., 2009; Wang, Wong, 2012) наряду с уровнем человеческого капитала (Lukas, 1988; Mankiw et al., 1992) и качеством институтов (Acemoglu et al., 2005; Ogilvie, Carus, 2014). В этом отношении критически важным становится измерение собственно технологического прогресса, что, как было показано в нашем предшествующем обзоре (Мамонов и др., 2015), является нетривиальной задачей. Однако исследователи

---

[1] Авторы выражают благодарность Н.Л. Шагас и Е.А. Тумановой (Экономический факультет МГУ им. М.В. Ломоносова), а также участникам их научного семинара «Макроэкономические исследования» за полезные замечания; сотрудникам ИНП РАН И.Э. Фролову, Д.Р. Белоусову, О.Г. Солнцеву и А.Ю. Апокину за конструктивную критику и предложения по совершенствованию статьи. Отдельная признательность выражается неизвестному рецензенту за критику, позволившую серьезно улучшить работу.
Исследование осуществлено в рамках проекта Минобрнауки России «Исследование взаимосвязей важнейших параметров социально-экономического, научно-технологического и инновационного развития на период до 2030 года» (ГК № 13.511.11.1001) и программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ в 2015 г. (ТЗ-12).

Журнал НЭА, №3 (27), 2015, с. 44–78

в своих эмпирических работах делают акцент не столько на альтернативах измерения технологического развития, сколько на стимулирующих его факторах (степень открытости экономики, входящие прямые иностранные инвестиции, расходы на НИОКР и т.п.). В связи с этим особенно актуальным представляется проведение сравнительного эмпирического анализа различных вариантов прокси-переменных технологического прогресса, которые могут быть получены на основе аппарата производственных функций (ПФ) с помощью граничных техник оценки эффективности (SFA, Stochastic Frontier Analysis).

Основные черты проводимого в данной работе сравнительного анализа альтернативных мер технологического прогресса состоят в следующем.

Во-первых, в рамках анализа основной акцент был сделан на сравнении оценок динамики технологического прогресса, полученных на основе стандартной трехфакторной ПФ (с трудом, физическим и человеческим капиталом) и на основе различных вариантов пятифакторной ПФ, расширенной за счет учета институционального развития и запаса инфраструктуры[2]. Целесообразность подобных расширений состава факторов ПФ с содержательной точки зрения проанализирована в обзоре (Мамонов и др., 2015); соответственно, в данной работе работоспособность пятифакторных ПФ впервые тестируется эмпирически. В наиболее близких по тематике работах (Wang, Wong, 2012; Henry et al., 2009) авторы использовали лишь один вариант SFA-оценки технологического прогресса, полученный ими на основе трех- и четырехфакторных ПФ соответственно. Кроме того, эти авторы ставили перед собой несколько иные цели: они отвечали на вопрос, как на смоделированные ими значения SFA-оценок технологического прогресса влияет трансферт технологий из развитых в развивающиеся страны посредством тех или иных каналов – международной торговли в (Henry et al., 2009) и притока прямых иностранных инвестиций в (Wang, Wong, 2012).

Во-вторых, основным отличием настоящего анализа от предшествующих работ является попытка корректировки технологической эффективности отдельных стран в выборке экспортеров природных ресурсов. Раздувание производства отдельных стран, наделенных природными ресурсами (в первую очередь Саудовской Аравии, ОАЭ, России, Мексики и т.д.), в результате роста цен на экспортируемое сырье приводит к смещенным оценкам производительности их экономик. Первым способом корректировки технологической эффективности на добычу и продажу природных ресурсов является исключение доходов от ренты (возникающей в результате добычи и экспорта природного сырья – нефти, природного газа, угля, минералов, леса) из выпуска в рамках оценки производственной функции. Второй подход – включение в качестве одного из факторов производства показателя совокупного предложения энергетических ресурсов. Этот же

[2] В рамках KLEMS-подхода также используются пять факторов производства, однако он не учитывает институционального развития в явном виде (Мамонов и др., 2015). Применение KLEMS-подхода к анализу выпуска по России можно найти, например, в (Назруллаева, 2008; De Vries et al., 2012).

Журнал НЭА, №3 (27), 2015, с. 44–78

показатель можно трактовать как один из измерителей обеспеченности энергетической инфраструктурой, что позволяет в целом оставаться в ранее очерченных рамках оценивания пятифакторных производственных функций.

В-третьих, проведенный анализ охватывает максимальное число стран как развитых, так и развивающихся, включая Россию[3], по доступным данным баз Мирового банка World Development Indicators[4], МВФ и Fraser Institute (подробнее см. разд. 3). Итоговое число стран, с учетом России, составило 136 в модели трехфакторной ПФ и 90–104 в моделях пятифакторных ПФ (в зависимости от данных по инфраструктуре). В указанных работах охват стран был заметно меньше: в (Henry et al., 2009) – 57 стран, причем только с развивающимися экономиками, и в (Wang, Wong, 2012) – 77 стран, из которых 20 приходятся на OECD, остальные – преимущественно развивающиеся (кроме Греции, Исландии и Венгрии). Россия в выборки авторов не вошла.

В-четвертых, период времени, для которого были собраны сопоставимые межстрановые данные, охватывает не только предкризисные наблюдения до 2007 г., как в (Henry et al., 2009; Wang, Wong, 2012), но и с учетом мирового экономического кризиса 2007–2009 гг. Конкретно, данные были собраны за 30 лет (1980–2010 гг.). Конечно, такие длинные ряды были доступны не по всем странам – используемая в анализе панель данных является несбалансированной. В частности, данные по странам с переходной экономикой (transition countries), в том числе по России, использовались лишь после преодоления ими трансформационного спада.

С практической точки зрения анализ был направлен на решение следующих вопросов: 1) каковы уровни эффективности тех или иных стран, в том числе России, и насколько эти уровни чувствительны к переходу от трех- к пятифакторным ПФ; 2) с какими темпами растут эти уровни и насколько эти темпы для той или иной страны зависят от сдвига мировой границы эффективности и от изменения эффекта масштаба внутри этих стран.

Работа построена следующим образом. В разд. 2 раскрывается методология оценки ПФ на межстрановых панельных данных. Данные описываются в разд. 3. Результаты оценок ПФ представлены в разд. 4. При этом сравнение трех- и пятифакторных ПФ, оцененных без корректировки на природную ренту, проводится в п. 4.1, тогда как п. 4.2 посвящен анализу результатов оценки пятифакторных ПФ с исключением влияния ресурсной ренты. Выводы сформулированы в разд. 5.

2. Методология

В рамках данного исследования для целей сравнительного анализа были рассмотрены два варианта спецификации ПФ. Первый

[3] Как показано в (Мамонов и др., 2015), введение попарных произведений факторов производства в состав ПФ позволяет отказаться от постоянных во времени и между объектами (странами) эластичностей выпуска по факторам. Это, в свою очередь, позволяет формировать панель наблюдений для оценок ПФ из разных по уровню развития стран.

[4] См. материалы сайта http://databank.worldbank.org/data/views/variableselection/selectvariables.aspx?source=world-development-indicators.

Журнал НЭА, № 3 (27), 2015, с. 44–78

вариант – трехфакторная ПФ – предполагает стандартную технологию производства, основанную на использовании труда, физического и человеческого капитала (по аналогии с (Mankiw et al., 1992; Wang, Wong, 2012)). Идея, заложенная во второй вариант, пятифакторную ПФ, состоит в том, что выпуски в странах с одинаковой наделенностью трудом, физическим и человеческим капиталом могут отличаться не в силу различий в эффективности их использования (absorbing capacity), а по причине различий в институциональной среде и обеспеченности инфраструктурой. В этом смысле слабые институты и устаревшая инфраструктура – такие же причины торможения динамики выпуска, как и нехватка трудовых ресурсов, износ физического и недостаток человеческого капитала. Кроме того, в обоих вариантах ПФ допускался, во-первых, ненейтральный и, во-вторых, немонотонный характер технологического прогресса. Другими словами, предполагалось, что эластичности выпуска по факторам производства непостоянны во времени, а сам объем выпуска может (нелинейно) варьировать во времени не только в силу вариации факторов производства, но и по всем остальным причинам, не учтенным в этих факторах.

Оба варианта спецификации ПФ могут быть представлены в следующем общем виде:

$$Y_{it} = f\left(X_{1,it};...;X_{n,it};TREND\right)\exp\{\varepsilon_{it}\}, \tag{1}$$

где для страны i в году t: Y_{it} – выпуск; $X_{j,it}$ – фактор производства i ($j=1,2,3$ для трехфакторной ПФ и $j=1,...,5$ для пятифакторной ПФ); $TREND$ – временной тренд; $\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it}$ – регрессионная ошибка, представленная в форме разности между идиосинкратическим шоком $v_{it} \sim N(0,\sigma_v^2)$, отражающей случайные колебания выпуска Y_{it}, и компонентой технологической неэффективности национальной экономики $u_{it} \sim N^+(\mu,\sigma_u^2)$, уменьшающей объемы выпуска Y_{it} при прочих контрольных факторах X_{it} и $TREND$. Компоненты v_{it} и u_{it} полагаются независимыми, так что $\sigma_\varepsilon^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$.

Обычно на компоненту неэффективности u_{it} накладывают ограничения в виде конкретной формы распределения – положительного полунормального (half-normal) или усеченного в нуле нормального со средним $\mu > 0$ (truncated-normal). В данном исследовании рассматривались оба случая; второй считался базовым.

Для оценок уравнение (1) было переписано в стандартной транслогарифмической форме (translog output function) с попарными произведениями факторов X_{it} и $TREND$:

$$\ln\tilde{Y}_{it} = \beta_0 + \sum_{n=1}^{N}\beta_n \ln X_{n,it} + \frac{1}{2}\sum_{n=1}^{N}\sum_{k=1}^{N}\beta_{nk} \ln X_{n,it}\ln X_{k,it} + \\ + \sum_{n=1}^{N}\beta_{tn} TREND \ln X_{n,it} + \delta_1 TREND + \frac{1}{2}\delta_2 TREND^2 + \varepsilon_{it}, \tag{2}$$

Журнал НЭА, №3 (27), 2015, с. 44–78

где для страны i в году t: $\tilde{Y}_{it}$ – сглаженные (очищенные от влияния фаз бизнес-цикла) значения объема ВВП по паритету покупательной способности (ППС) в международных ценах 2005 г. Были рассмотрены два варианта Y_{it}: исходные данные Мирового банка (WDI) и исключение объема ресурсной ренты (в денежном эквиваленте, подробнее – в разд. 3). Сглаживание в обоих случаях производилось с помощью фильтра Ходрика–Прескотта[5]; β и δ – параметры, подлежащие оценке.

Оценки параметров β и δ проводились с помощью метода максимального правдоподобия (ML, Maximum Likelihood) в рамках подхода стохастической границы эффективности (SFA-подхода), предложенного независимо в (Aigner et al., 1977; Meeusen, Broeck, 1977).

Оценки $\hat{u}_{it}$ компоненты неэффективности u_{it} были осуществлены в рамках подхода, предложенного (Battese, Coelli, 1988)[6] применительно к панельным данным с учетом характера распределения этих компонент. Аналогичный подход был использован, например, в (Щетинин, Назруллаева, 2012) по российским данным применительно к пищевой промышленности.

На основе оцененных значений компонент $\hat{u}_{it}$ были построены SFA-индексы технологической эффективности для каждой страны i в году t:

$$SFA_{it} = \mathrm{e}^{-\hat{u}_{it}} \in (0, 1). \tag{3}$$

SFA-индекс отражает расстояние страны i до границы производственных возможностей в году t. Однако темпы роста технологической эффективности страны i не сводятся лишь к изменениям ее SFA-индекса (эффекту «efficiency change»), поскольку такие изменения не учитывают двух дополнительных эффектов. Первый связан с движением самой границы производственных возможностей и, соответственно, изменением расстояния страны i до нового положения границы (эффект «technical change»). Второй – изменение эффекта от масштаба выпуска страны i (эффект «scale change»), которое может иметь место между годами t и $(t+1)$. Последний эффект возникает, так как на ПФ (2) не накладывались ограничения в виде условия постоянной отдачи от масштаба.

Для оценки динамики технологической эффективности был применен такой агрегированный показатель, как *индекс Малмквиста*, предложенный в (Malmquist, 1953). Этот показатель позволяет декомпозировать совокупную факторную производительность с учетом всех трех вышеописанных эффектов в соответствии с (Orea, 2002):

$$MI_{it} = \begin{pmatrix} Efficiency \\ Change \end{pmatrix}_{it} \begin{pmatrix} Technical \\ Change \end{pmatrix}_{it} \begin{pmatrix} Scale \\ Change \end{pmatrix}_{it}, \tag{4}$$

[5] Фильтр Ходрика–Прескотта (Hodrick, Prescott, 1997) является одним из наиболее часто используемых в международной практике способов фильтрации данных от циклических компонент (широко применяется в литературе по реальному деловому циклу RBC, Real Business Cycle). Необходимость применения такой процедуры следует из ацикличного характера каждого из пяти факторов производства. Неисключение циклической компоненты из выпуска привело бы к ее переносу в компоненту неэффективности u_{it}. В итоге оценки индексов технологической эффективности на основе u_{it} стали бы отражением не столько технологического развития страны, сколько ее подверженности циклическим колебаниям.

[6] Кроме того, для проверки устойчивости эмпирических результатов был использован альтернативный подход к оценке компонент неэффективности, предложенный в (Jondrow et al., 1982).

Журнал НЭА, № 3 (27), 2015, с. 44–78

где компоненты представляют собой цепные индексы (темпы прироста за год) и рассчитываются следующим образом:

$$\begin{pmatrix} Efficiency \\ Change \end{pmatrix}_{it} = \left(\frac{SFA_{it}}{SFA_{it-1}} - 1 \right) 100\%, \tag{5}$$

$$\begin{pmatrix} Technical \\ Change \end{pmatrix}_{it} = \left(\exp\left\{ \frac{1}{2} \left(\frac{\partial \ln \tilde{Y}_{it}}{\partial t} + \frac{\partial \ln \tilde{Y}_{it-1}}{\partial (t-1)} \right) \right\} - 1 \right) 100\%, \tag{6}$$

$$\begin{pmatrix} Scale \\ Change \end{pmatrix}_{it} = \left(\exp\left\{ \frac{1}{2} \left(\sum_{j=1}^{N} \xi_{j,it} SF_{it} + \sum_{j=1}^{N} \xi_{j,it-1} SF_{it-1} \right) (\ln X_{it} - \ln X_{it-1}) \right\} - 1 \right) 100\%, \tag{7}$$

где, в свою очередь,

$$\xi_{j,it} = \frac{\partial \ln \tilde{Y}_{it}}{\partial \ln X_{j,it}} = \beta_j + \beta_{jj} \ln X_{j,it} + \frac{1}{2} \sum_{\substack{k=1, \\ k \neq j}}^{N} \beta_{jk} \ln X_{k,it} + \beta_{tj} TREND \ -$$

эластичность выпуска по фактору производства j и $SF_{it} = \left(\sum_{j=1}^{N} \xi_{j,it} - 1 \right) / \sum_{j=1}^{N} \xi_{j,it}$. Заметим, что эластичности $\xi_{j,it}$ зависят от значений всех факторов производства и меняются от точки к точке, т.е. являются уникальными для каждого наблюдения в выборке.

Хотя с теоретической точки зрения все переменные $\xi_{n,it}$ должны быть положительными, в эмпирических расчетах это достигается не всегда. Поэтому для каждой конкретной спецификации ПФ были построены распределения стран по $\xi_{n,it}$, что позволило отсечь те варианты оценок ПФ, в которых среднее значение хотя бы одного из распределений стран по $\xi_{n,it}$ попадало в отрицательную область.

Индекс Малмквиста определен только для монотонно-возрастающих функций. Функция (2) удовлетворяет этому ограничению: выпуски (за счет сглаживания фильтром Ходрика–Прескотта) и все факторы производства (по построению) ацикличны и имеют плавные траектории роста. Среди последних работ, применяющих индекс Малмквиста для оценки динамики технологического развития, выделяется, например, исследование (Castillo et al., 2012) по 16 странам Латинской Америки за период 1996–2006 гг.

Для отбора наилучшей спецификации ПФ предлагается использовать следующие критерии. Во-первых, численные значения компоненты неэффективности развивающихся стран (в том числе России) не должны превосходить аналогичные показатели развитых стран (в том числе США, Великобритании, Германии, Италии и др.). Во-вторых, развивающиеся страны с высокой обеспеченностью нефтегазовыми ресурсами (в том числе Россия, ближневосточные страны и др.) не должны входить в топ-10 наиболее эффективных стран. В-третьих, по крайней мере средние значения распределений стран по эластично-

Журнал НЭА, №3 (27), 2015, с. 44–78

стям выпуска по факторам производства не должны лежать в отрицательной области.

На основе выбранной таким образом наилучшей спецификации ПФ была проведена оценка динамики *мировой границы производственных возможностей* (ПВ). В частности, были сделаны две альтернативные оценки такой динамики, исходя из предположений о том, сколько стран в выборке могут значимо воздействовать на изменение положения мировой границы ПВ.

Первое предположение – подобное воздействие имеет ограниченный характер и имеет место лишь со стороны наиболее эффективных стран (для определенности – стран из числа топ-10 по уровню технологического развития).

Альтернативное предположение – любая страна в выборке (а не только в топ-10) может воздействовать на движение мировой границы ПВ, однако сила такого воздействия должна быть прямо пропорциональна уровню технологического развития этой страны. Идея состоит в том, что в потенциале любая страна способна совершить технологический рывок (за счет импорта передовых зарубежных технологий и подготовки соответствующих квалифицированных кадров), позволяющий ей встроиться в мировые производственные цепочки и повысить свою долю в мировом производстве. Все это в совокупности способно привести в более длительной перспективе к росту относительной зна́чимости такой страны с точки зрения ее воздействия на мировую границу ПВ.

Для формализации обоих предположений было предложено использовать индивидуальные веса w_{it} для каждой страны в выборке, равные доле SFA-индекса эффективности страны i в году t в сумме SFA-индексов эффективности по всем странам:

$$\begin{pmatrix} Frontier \\ Change \end{pmatrix}_t = \sum_{i=1}^{K} w_{it} \left(\exp\left\{ \frac{1}{2} \left(\frac{\partial \ln \tilde{Y}_{it}}{\partial t} + \frac{\partial \ln \tilde{Y}_{it-1}}{\partial (t-1)} \right) \right\} - 1 \right) 100\%. \tag{8}$$

Параметр K равен 10 (первое предположение) или общему числу стран в выборке (альтернативное предположение).

Предложенный подход к определению весов w_{it} не является априори наилучшим. Однако стоит отметить, что использование, например, таких весов, как доля ВВП страны i в году t в мировом объеме ВВП, менее предпочтительно, поскольку такие веса будут отражать не столько технологический эффект, сколько эффект масштаба экономики.

Оценки параметров ПФ осуществлялись в пакете STATA с помощью кода *xtfrontier*, реализующего SFA-подход с помощью метода ML в контексте панельных данных. Учет панельной структуры в модели (2) позволяет нам не вводить дамми на различные группы стран в пределах нашей выборки (развитые или развивающиеся) или регионы, как это было сделано в (Henry et al., 2009), где панельная структура

Журнал НЭА, № 3 (27), 2015, с. 44–78

не учитывалась при оценке границы эффективности. Оценка компоненты неэффективности и, соответственно, SFA-индекса эффективности, а также расчет значений индекса Малмквиста производились в MS Excel.

3. Базы данных

Для оценок ПФ использовался ряд баз данных. Во-первых, база World Development Indicators (WDI), доступная в открытом доступе на сайте Всемирного банка. Во-вторых, база International Financial Statistics (IFS) Мирового валютного фонда в части показателей, характеризующих экономически активное население. В-третьих, база показателей, характеризующих институциональное развитие стран, поддерживаемая аналитическим центром Fraser Institute (FI, занимает первую позицию среди канадских “think tank” согласно рейтингу Университета Пенсильвании). В-четвертых, база данных по числу лет обучения, представленная в (Barro, Lee, 2010) с обновлениями Института ЮНЕСКО.

Из этих трех баз были собраны данные по максимально доступному числу стран в годовом формате с 1980 по 2010 г. по следующим показателям:

1) выпуск Y_{it} (миллионы долларов США по ППС в ценах 2005 г., строка “GDP, PPP (constant 2005 international $)”[7]), WDI;
2) ресурсная рента в процентах к ВВП (строка «Total natural resources rents (% of GDP)»). Показатель был переведен в миллионы долларов США и затем в реальное выражение с помощью показателя инфляции в США, WDI;
3) запас физического капитала $X_{1,it}$. Показатель был оценен с помощью метода непрерывной амортизации активов (Мамонов и др., 2015) на основе данных в строке «Gross fixed capital formation (% of GDP)», переведенных в миллионы долларов США по ППС в ценах 2005 г., WDI;
4) экономически активное население $X_{2,it}$ (строка «Employment, number of persons, thousands»), IFS;
5) число лет обучения в возрасте от 15(25) до 64 лет как прокси-переменная для человеческого капитала $X_{3,it}$, (Barro, Lee, 2010) и ЮНЕСКО;
6) агрегированный индекс развития институтов $X_{4,it}$ (The Economic Freedom of the World Index[8]), FI;

---

[7] В текущей версии WDI данные переформатированы к ценам 2011 г.

[8] Как отмечалось в (Мамонов и др., 2015), этот показатель является смешанным, доля субъективных мнений опрашиваемых экспертов составляет в нем 38%. Агрегирование проводится с помощью усреднения баллов по следующим пяти составным компонентам (каждый – в шкале от 1 до 10). Первый – масштаб государственного сектора (Size of Government, включает расходы на государственное потребление, трансферты и субсидии, государственные инвестиции и максимальную налоговую ставку). Второй – развитость системы судов и защиты частной собственности (Legal System & Property Rights). Третий – устойчивость денежной системы (Sound Money, включает масштаб превышения динамики денежного предложения над динамикой ВВП, волатильность инфляции и др.). Четвертый – развитие международной торговли (Freedom to trade internationally, включает долю налогов на международную торговлю в торговом обороте, средний уровень тарифов и их волатильность, регуляторные барьеры, наличие контроля над потоками капитала и др.). Пятый – уровень регулирования экономики (Regulation, включает регулирование кредитного рынка, рынка труда и регулирование нефинансового бизнеса). Подробнее см. в (Gwartney et al., 2014).

Журнал НЭА, №3 (27), 2015, с. 44–78

7) альтернативные версии показателей развития инфраструктуры $X_{5,it}$, WDI:

- физическая инфраструктура:
  а) плотность железных дорог на 10 тыс. человек. Показатель рассчитан на основе строк «Rail lines (total route-km)» и «Population, total» и отражает обеспеченность населения железнодорожным транспортом;
  б) плотность железных дорог на 10 тыс. км^2 территории страны. Показатель рассчитан на основе строк «Rail lines (total route-km)» и «Land area (sq. km)» и отражает степень покрытия территории страны железнодорожным транспортом;
- энергетическая инфраструктура:
  а) совокупное производство электроэнергии в млрд кВч. Показатель рассчитан на основе строки «Electricity production, bln kWh»;
  б) совокупное предложение энергетических ресурсов в тыс. килотонн в нефтяном эквиваленте. Показатель рассчитан на основе строки «Energy production, ths kt of oil equivalent».

Далее для обеспечения состоятельности оценок из выборки были исключены страны, по которым отсутствовали данные за последние пять лет или по которым общее число лет доступных данных не превышало пяти. С учетом таких ограничений была сформирована несбалансированная панель данных по 136 странам для моделей трехфакторных ПФ и 90–104 странам (в зависимости от наличия данных по используемым факторам производства) – для пятифакторных ПФ. Итоговое число наблюдений за все доступные годы варьируется от 2395 до 4091, что достаточно для состоятельной оценки параметров ПФ. Таким образом, в нашей выборке содержится значительно больше стран, чем в упоминавшихся выше работах (Henry et al., 2009; Wang, Wong, 2012). С одной стороны, это позволяет получить оценки технической эффективности по большему кругу стран, а с другой – приводит к росту неоднородности выборки. Однако учет индивидуальных эффектов при оценке моделей ПФ и включение попарных факторов производства в состав ПФ помогают учесть эту проблему.

Описательные статистики указанных переменных представлены в табл. 1.

Таблица 1

Описательные статистики переменных производственной функции

Переменная	Единица измерения	Число наблюдений (стран)	Среднее значение	Стандартное отклонение	Минимальное значение	Максимальное значение
ВВП с устраненной циклической компонентой[i])	Млн долл. по ППС в ценах 2005 г.	4 091 (139)	342 940,7	1 059 242,0	185,0	13 200 000,0
ВВП с устраненной циклической компонентой и ресурсной рентой[ii])	Млн долл. по ППС в ценах 2005 г.	3 517 (135)	326 168,4	1 077 327,0	250,7	12 800 000,0

Журнал НЭА, №3 (27), 2015, с. 44–78

Продолжение таблицы 1

Переменная	Единица измерения	Число наблюдений (стран)	Среднее значение	Стандартное отклонение	Минимальное значение	Максимальное значение
Запас физического капитала[iii])	Млн долл. по ППС в ценах 2005 г.	2 847 (135)	714 158,2	2 002 699,0	439,8	22 500 000,0
Экономически активное население	Тыс. чел.	3 111 (132)	22 116,7	82 488,0	0,1	799 541,7
Человеческий капитал[iv)]	Число лет обучения	3 534 (114)	7,7	2,3	1,4	13,1
Агрегированный индекс развития институтов[v])	Безразмерный (от 0 до 10)	2 989 (114)	6,4	1,2	2,0	9,2
Показатель инфраструктуры 1: плотность железных дорог на 10 тыс. км^2	Км ж/д путей на 10 тыс. км^2 страны	2 609 (102)	248,7	276,9	2,6	1 300,8
Показатель инфраструктуры 2: плотность железных дорог на 10 тыс. человек	Км ж/д путей на 10 тыс. человек	2 395 (92)	3,9	3,5	0,1	21,1
Показатель инфраструктуры 3: совокупное производство электроэнергии	Млрд кВч	3 267 (115)	124,9	398,1	0,1	4 343,0
Показатель инфраструктуры 4: совокупное предложение энергетических ресурсов	Тыс. килотонн в нефтяном эквиваленте	3 267 (115)	84,0	220,5	0,0	2 084,9

[i)] Оценка проведена на основе сглаживания данных WDI по объемам ВВП по ППС в международных ценах 2005 г. с помощью фильтра Ходрика–Прескотта.

[ii)] Собственные расчеты на основе данных WDI. Исходные данные по номинальным объемам ВВП переводились по ППС. Далее из полученного результата вычиталась ресурсная рента, переведенная в международные цены по текущему среднегодовому курсу доллара США по отношению к соответствующей национальной денежной единице. Полученные значения ВВП, очищенные от влияния ресурсной ренты, для всех стран переводились в реальное выражение с помощью показатели инфляции в США.

[iii)] Оценка на основе метода непрерывной амортизации активов. Первоначальные запасы капитала по каждой стране в выборке были рассчитаны как отношение объема инвестиций (в долл. по ППС в ценах 2005 г.) в году t к сумме среднегодового темпа прироста такого показателя инвестиций за предыдущие 5 лет и нормы амортизации. Последняя была установлена на уровне 10% в год для всех стран[9].

[iv)] В качестве меры человеческого капитала используется число лет обучения, которым располагает население в возрасте от 15 (25) до 64 лет.

[v)] В методологии Fraser Institute.

[9] Сокращение показателя до 5% в год не привело к качественному изменению результатов расчетов.

Журнал НЭА, №3 (27), 2015, с. 44–78

4. Результаты оценок

В этом разделе будут представлены результаты эконометрических оценок ПФ формы (2) – сначала сравнения трех- и пятифакторных вариантов ПФ без коррекции на ресурсную ренту (п. 4.1), а затем с такой коррекцией для различных вариантов спецификации пятифакторных ПФ (п. 4.2). Поскольку ПФ специфицированы с использованием попарных произведений факторов, интерпретация отдельных коэффициентов не производится. Основное внимание уделяется постоценочным процедурам: расчетам SFA-индексов эффективности национальных экономик (3), оценкам динамики технологической эффективности на основе индекса Малмквиста (4) для отдельных экономик, включая Россию, и анализу динамики мировой границы (8).

В процессе оценивания параметров различных спецификаций ПФ было выявлено, что их значения весьма чувствительны к выбору переменных, аппроксимирующих человеческий капитал (число лет обучения в возрасте 16 или 25 лет), институты (кумулятивный индекс или его компоненты) и инфраструктуру (энергетическая или неэнергетическая). Побочным результатом такой повышенной чувствительности параметров ПФ является неустойчивость, во-первых, распределения стран по уровню эффективности, во-вторых, траектории динамики уровня эффективности в пределах одной страны и, в-третьих, списка из десяти наиболее эффективных стран, которые в значительной степени формируют мировую границу производственных возможностей. Соответственно, для выбора итоговых вариантов спецификации ПФ использовались три критерия, указанные в разд. 2.

4.1. Сравнение трех- и пятифакторных производственных функций без коррекции выпуска на ресурсную ренту и без учета обеспеченности энергетической инфраструктурой.

В этом пункте из четырех доступных альтернатив (см. табл. 1) для обеспеченности инфраструктурой пятого фактора производства в ПФ использовался показатель “плотность железных дорог на 10 тыс. км^2”.

Оценки. Результаты оценок параметров трех- и пятифакторной ПФ представлены в табл. 2 (модели М1 и М2 соответственно). Их сравнительный анализ позволяет сделать следующие выводы. Во-первых, в модели М1 из 15 переменных значимое воздействие на потенциальный выпуск оказывают 9, в модели М2 из 27 – 18. Этого достаточно для проведения постоценочных процедур. Во-вторых, согласно стандартному тесту Вальда на линейное ограничение суммарное воздействие 4 и 5-го факторов производства (т.е. институтов и инфраструктуры) на потенциальный выпуск значимо отличается от нуля на 1%-ном уровне (P-значение теста составило 0,000). Это предоставляет первый аргумент в пользу того, что пятифакторный вариант ПФ предпочтительнее трехфакторного. В-третьих, переменные тренда и его квадрата

Журнал НЭА, №3 (27), 2015, с. 44–78

в основном значимы, что указывает на немонотонность технического прогресса. При этом коэффициент при квадрате тренда положительный (ветви параболы по времени направлены вверх), что согласуется с (Henry et al., 2009; Wang, Wong, 2012) и свидетельствует о том, что по мере достижения экономикой дна дальнейший ее выход из кризиса может происходить с ускоряющимся темпом. В-четвертых, попарные произведения тренда и факторов производства оказались значимы в 6 из 10 случаев, что указывает на возможный немонотонный характер технического прогресса. При этом с течением времени отдача на капитал имеет тенденцию усиливаться, а отдача на труда – ослабевать, что согласуется с (Wang, Wong, 2010) и не согласуется с (Henry et al., 2009), в котором соответствующих значимых влияний выявлено не было. Отдача на человеческий капитал незначимо меняется во времени, что соответствует выводам обеих работ. Кроме того, наши результаты указывают на значимый во времени рост отдачи институтов, что согласуется с общими выводами «Новых теорий роста» (см. обзор в (Capolupo, 2009)).

Заметим, что при переходе от модели M1 к модели M2 происходит значительное сокращение числа стран – со 136 до 94 – ввиду доступности статистики по 4 и 5-му факторам производства. Переоценка модели M1 на подвыборке стран модели M2 дает значение логарифма функции правдоподобия, равное 1792,2, что значительно меньше, чем 2475,6, полученных на подвыборке модели M1. Поскольку это же меньше, чем 1974,9, полученных в модели M2, то модель M2, действительно, лучше описывает данные, чем M1.

Постоценочные процедуры. На первом шаге после оценок параметров ПФ были рассчитаны погодовые значения SFA-индекса эффективности для каждой экономики в сформированной выборке стран. Для агрегирования результатов расчетов (и вместе с тем для исключения эффектов возможных колебаний SFA-индексов в отдельные годы) было проведено усреднение значений индекса по каждой стране за пять лет. В качестве примера приведем результаты такого усреднения за пятилетку, предшествовавшую кризису 2008–2009 гг. (т.е. за 2003–2007 гг., см. гистограммы распределения стран на рис. 1). В обеих версиях ПФ распределения не имеют четко выраженной формы, однако их объединяет наличие как явных лидеров по эффективности (страны с SFA-индексом не менее 0,90), так и аутсайдеров (SFA не более 0,20). Примечательно, что число лидеров составляет примерно 8–10 как в случае пятифакторной ПФ, так и в ее трехфакторном варианте. Кроме того, распределению стран на основе пятифакторной ПФ присущ более равномерный характер (что выглядит более реалистичным), тогда как в трехфакторном варианте наибольшая плотность явно смещена влево (в сторону более низких значений SFA-индекса). Это предоставляет второй аргумент в пользу использования пятифакторных ПФ.

Журнал НЭА, №3 (27), 2015, с. 44–78

Таблица 2

Оценки параметров производственных функций по выборке стран, включая Россию

Объясняющие переменные (в логарифмах)	Символ	Модель: Зависимая переменная – потенциальный объем ВВП, M1 «ПФ–3»	Модель: Зависимая переменная – потенциальный объем ВВП, M2 «ПФ-5»
Запас физического капитала	X_1	–0,037 (0,056)	0,106 (0,100)
Экономически активное население	X_2	–0,183** (0,077)	0,140 (0,172)
Человеческий капитал	X_3	0,417*** (0,130)	0,188 (0,308)
Агрегированный индекс развития институтов	X_4		–0,844*** (0,275)
Плотность железных дорог (на 10 тыс. км^2)	X_5		–0,221** (0,110)
Запас физического капитала (в квадрате)	X_1^2	0,002 (0,004)	–0,010 (0,007)
Запас физического капитала × Экономически активное население	$X_1 \times X_2$	0,046*** (0,010)	0,060*** (0,014)
Запас физического капитала × Человеческий капитал	$X_1 \times X_3$	0,033 (0,020)	–0,170*** (0,031)
Запас физического капитала × Агрегированный индекс развития институтов	$X_1 \times X_4$		0,178*** (0,024)
Запас физического капитала × Плотность железных дорог	$X_1 \times X_5$		–0,004 (0,006)
Экономически активное население (в квадрате)	X_2^2	0,011*** (0,003)	–0,036*** (0,012)
Экономически активное население × Человеческий капитал	$X_2 \times X_3$	–0,113*** (0,026)	0,188*** (0,048)
Экономически активное население × Агрегированный индекс развития институтов	$X_2 \times X_4$		–0,163*** (0,030)
Экономически активное население × Плотность железных дорог	$X_2 \times X_5$		0,007 (0,011)
Человеческий капитал (в квадрате)	X_3^2	0,024 (0,022)	0,271*** (0,047)
Человеческий капитал × Агрегированный индекс развития институтов	$X_3 \times X_4$		–0,331*** (0,082)
Человеческий капитал × Плотность железных дорог	$X_3 \times X_5$		0,019 (0,025)
Агрегированный индекс развития институтов (в квадрате)	X_4^2		–0,051 (0,095)
Агрегированный индекс развития институтов × Плотность железных дорог	$X_4 \times X_5$		0,171*** (0,019)

Журнал НЭА, №3 (27), 2015, с. 44–78

Окончание таблицы 2

Объясняющие переменные (в логарифмах)	Символ	Модель: Зависимая переменная – потенциальный объем ВВП, M1 «ПФ–3»	Модель: Зависимая переменная – потенциальный объем ВВП, M2 «ПФ-5»
Плотность железных дорог (в квадрате)	X_5^2		$-0{,}024^{***}$ (0,006)
Запас физического капитала × Временной тренд	$X_1 \times TREND$	$0{,}002^{**}$ (0,001)	$0{,}007^{***}$ (0,001)
Экономически активное население × Временной тренд	$X_2 \times TREND$	$-0{,}002^{***}$ (0,001)	$-0{,}004^{***}$ (0,001)
Человеческий капитал × Временной тренд	$X_3 \times TREND$	$0{,}002^{*}$ (0,001)	–0,003 (0,002)
Агрегированный индекс развития институтов × Временной тренд	$X_4 \times TREND$		$0{,}027^{***}$ (0,003)
Плотность железных дорог × Временной тренд	$X_5 \times TREND$		0,000 (0,001)
Временной тренд / 100[i)]	$TREND / 100$	–0,576 (0,753)	$-12{,}087^{***}$ (1,720)
Временной тренд (в квадрате) / 100[i)]	$TREND^2 / 100$	$0{,}015^{***}$ (0,004)	$0{,}027^{***}$ (0,005)
Константа		$8{,}264^{***}$ (0,638)	$8{,}770^{***}$ (1,235)
Оценка среднего значения компоненты неэффективности	μ	$0{,}581^{***}$ (0,225)	$0{,}481^{**}$ (0,219)
Оценка средней за период скорости роста компоненты неэффективности		$0{,}006^{***}$ (0,001)	$0{,}022^{***}$ (0,003)
Число наблюдений (стран)		2666 (136)	1547 (94)
Значение логарифма функции правдоподобия (Log Likelihood)		2475,622	1974,920
P-значение теста Вальда на (не)значимость уравнения в целом		0,000	0,000
P-значение теста Вальда на (не)значимость 4 и 5-го факторов (институтов и инфраструктуры)			0,000

Примечание. Модель M1 – производственная функция с тремя факторами производства (физический капитал, труд и человеческий капитал). Модель M2 – производственная функция с пятью факторами производства (первые три – аналогичны модели M1, дополнительные два – институты и инфраструктура). Модели M1–M2 оценивались с помощью метода максимального правдоподобия (maximum likelihood estimation technique) в рамках анализа стохастической границы эффективности (SFA, Stochastic Frontier Analysis) стран, входящих в выборку. Символами «***», «**» и «*» отмечены оценки коэффициента значимые на 1-, 5- и 10%-ном уровнях соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки.

[i)] Деление произведено для обеспечения сопоставимости оценок коэффициентов.

Журнал НЭА, №3 (27), 2015, с. 44–78

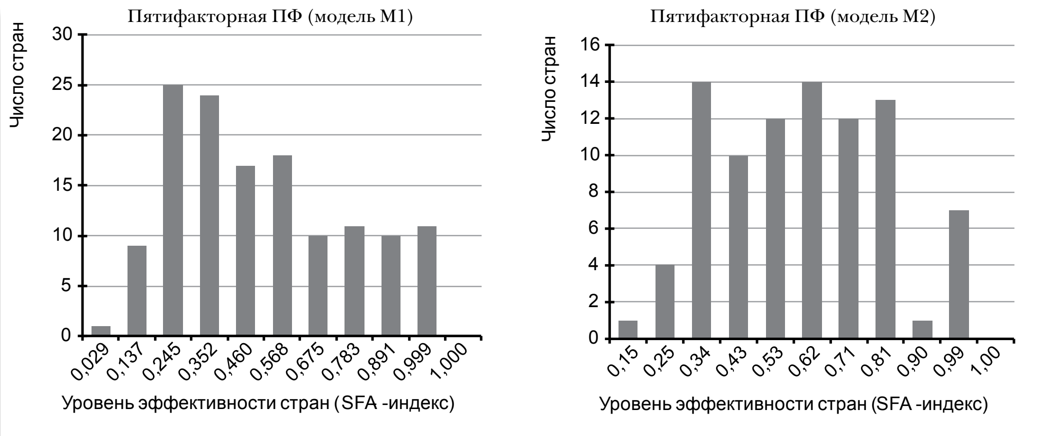

Рис. 1

Гистограмма распределения стран по индексам эффективности (в среднем за 2003–2007 гг.), рассчитанным в рамках двух спецификаций ПФ

Состав стран, определяющих десятку лидеров и десятку аутсайдеров, приведен в Приложении в п. 1 (табл. А1 для трехфакторной ПФ и табл. А2 – для пятифакторной). Результаты ранжирования стран показали, что в обеих версиях ПФ границу производственных возможностей устойчиво формируют такие страны, как США и Великобритания, а также Германия и Франция, что не противоречит действительности. Напротив, состав стран-аутсайдеров существенно менее стабилен при переходе от одной спецификации ПФ к другой: в трехфакторном варианте ПФ выделяются, например, такие страны, как Тонга, Лесото, Кабо-Верде и др., в пятифакторном – Мали, Албания, Конго и др. Заметим, что в (Henry et al., 2009; Wang, Wong, 2012) авторы строили ранжирования только по менее развитым странам, что затрудняет сравнение полученных результатов с результатами этих авторов.

Далее, на втором шаге были проанализированы траектории SFA-индексов эффективности по различным странам, включая Россию (рис. 2). В этом отношении выделяются три результата.

Во-первых, полученное ранжирование стран по эффективности в целом не противоречит действительности: вверху, ближе к границе (единице), располагаются более развитые страны; внизу, ближе к нулю – менее развитые. Россия находилась в 66 процентиле распределения стран по SFA-индексу в 2000 г. и в 84 процентиле – в 2010 г.

Во-вторых, трехфакторная ПФ предсказывает более сильное – и массовое – сокращение эффективности в развитых странах (кроме Великобритании) в последние 10 лет в сравнении с предсказаниями пятифакторной ПФ. Уровни эффективности страны, согласно пятифакторной ПФ, напротив, более устойчивы, что выглядит и более реа-

Журнал НЭА, № 3 (27), 2015, с. 44–78

листичным. Поскольку суть различий двух вариантов ПФ составляют институты и инфраструктура, можно сделать вывод о том, что игнорирование этих двух факторов ПФ приводит ко все большему смещению вниз во времени результатов оценки динамики эффективности различных стран. Этот вывод снова соответствует литературе по «Новым теориям роста» и предоставляет третий аргумент в пользу использования пятифакторной конфигурации ПФ.

В-третьих, с точки зрения России учет факторов институтов и инфраструктуры приводит к повышению оценок эффективности – хотя и относительно небольшому в целом. Вместе с тем различия между индексами эффективности, построенными в рамках трех- и пятифакторной ПФ для России, начинают существенно возрастать на интервале с 2005 г. по настоящее время. В первом случае сокращение эффективности в два раза больше, чем во втором: 0,06 (с 0,78 до 0,72) против 0,03 (с 0,80 до 0,77) соответственно.

Это свидетельствует о том, что, с одной стороны, в России имеет место процесс повышения качества институтов, позитивно влияющий на динамику роста; с другой – этот процесс пока весьма слабый, но, безусловно, с большим потенциалом. Это подтверждается и данными по агрегированному индексу развития институтов (четвертому фактору ПФ), прирост которого в России составил всего 0,25 пункта за последние 5 лет (с 6,24 в 2005 г. до 6,49 в 2010 г.).

На третьем шаге были оценены погодовые значения индекса Малмквиста, отражающего, соответственно, годовую динамику технологического прогресса, для каждой стран в выборке. Результаты расчетов

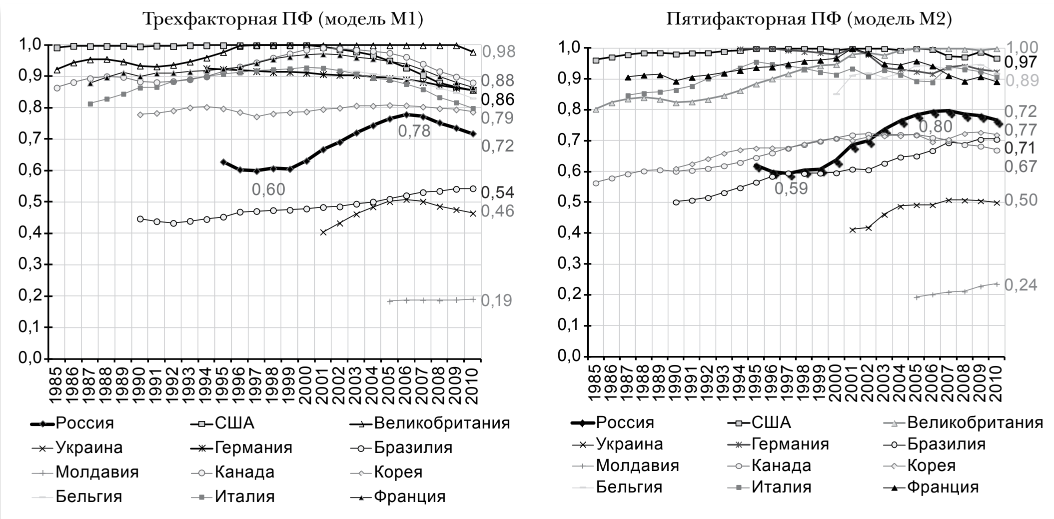

Рис. 2

Динамика SFA-индексов эффективности в различных странах, рассчитанных в рамках двух спецификаций ПФ

Журнал НЭА, №3 (27), 2015, с. 44–78

показали, что, по аналогии с распределением SFA-индексов эффективности, в случае трехфакторной ПФ наибольшая плотность распределения значений индекса Малмквиста также смещена влево – в сторону более низких значений – в сравнении с пятифакторной ПФ (рис. 3). Кроме того, среднее значение распределения стран по значениям этого индекса в случае пятифакторной ПФ в четыре раза превышает аналогичное значение в трехфакторной ПФ: 1,04 против 1,01 в среднем за 2003–2007 гг. соответственно. Последнее является значительно менее реалистичным результатом, поскольку предполагает, что в среднем за предкризисные пять лет страны могли наращивать свою технологическую эффективность с очень низким темпом – всего на 0,2% в год, тогда как в первом случае – на 0,8% в год. Это можно рассматривать как четвертый аргумент в пользу пятифакторной ПФ.

Далее, сопоставление динамики значений индекса Малмквиста по набору стран, содержащему как развитые, так и развивающиеся экономики, указывает на большую динамичность технологического развития вторых в сравнении с первыми. Так, темпы прироста технологической эффективности развивающихся стран, учитывая эффект низкой базы, ощутимо превышают аналогичные показатели развитых – причем как в трех-, так и в пятифакторной ПФ (рис. 4). Например, темп прироста базисного индекса Малмквиста за период 1998–2010 гг. составил 38% для России и всего 7% для Великобритании – одной из стран, в значительной степени определяющих положение границы производственных возможностей.

Критически важным результатом с точки зрения сопоставления релевантности трех- и пятифакторной ПФ является тот факт,

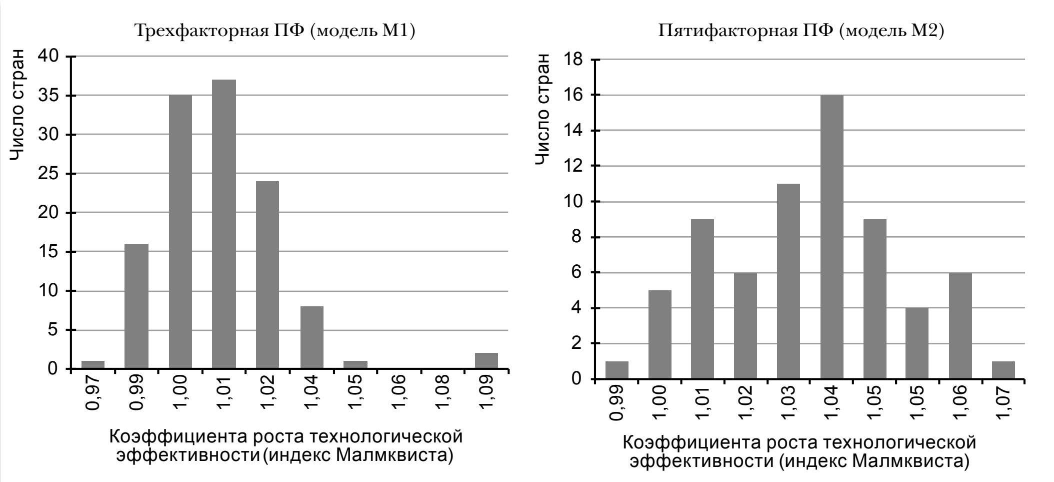

Рис. 3

Гистограмма плотности распределения стран по коэффициентам роста технологической эффективности (в среднем за 2003–2007 гг.)

Журнал НЭА, № 3 (27), 2015, с. 44–78

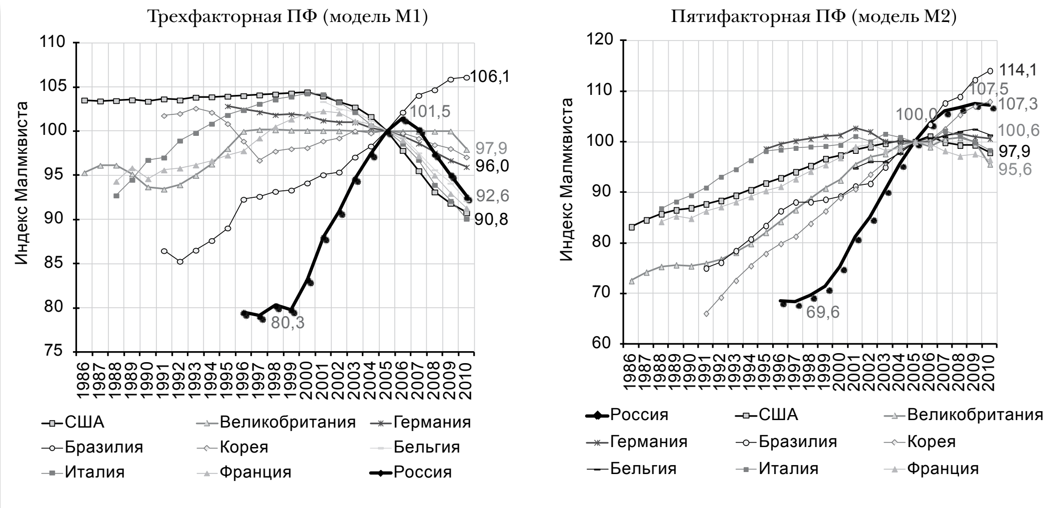

Рис. 4

Значения индекса Малмквиста для различных стран (2005 г. = 100%)

что в первом случае базисный индекс Малмквиста в развитых странах в течение всех 2000-х годов демонстрирует либо отсутствие внятной динамики технологического развития, либо даже сокращение темпов вплоть до отрицательных значений, что выглядит малореалистичным. Для России отмечается тот же эффект, однако лишь с 2007 г. Напротив, пятифакторная ПФ не предсказывает сокращения динамики технологического развития, в том числе и в России. Это представляет пятый и, пожалуй, наиболее убедительный аргумент в пользу применения пятифакторных ПФ.

4.2. Углубление анализа: пятифакторные производственные функции с коррекцией выпуска на ресурсную ренту и с учетом обеспеченности энергетической инфраструктурой

На основе данных по двум способам измерения выпуска – с исключением ресурсной ренты и без такого исключения, данных по двум способам измерения человеческого капитала и четырем способам измерения инфраструктуры (2 неэнергетических и 2 энергетических, см. табл. 1) были оценены следующие версии пятифакторных ПФ:

- четыре версии ПФ – с исключением ресурсной ренты из выпуска (одно из двух мер) – две версии показателя человеческого капитала и две версии неэнергетической инфраструктуры;
- четыре альтернативные версии ПФ – без исключения ресурсной ренты из выпуска – две версии показателя человеческого капитала и две версии энергетической инфраструктуры.

Каждая из восьми спецификаций ПФ проходила проверку на соответствие критериям отбора наилучшей модели, сформулиро-

Журнал НЭА, №3 (27), 2015, с. 44–78

ванным выше (разд. 2). По результатам таких проверок наилучшей моделью была признана спецификация ПФ с исключением ресурсной ренты из выпуска, в которой в качестве показателя инфраструктуры использовался показатель совокупного предложения энергетических ресурсов, а в качестве показателя человеческого капитала – число лет обучения, которым располагает население в возрасте от 15 до 64 лет[10]. Результаты оценки параметров ПФ в такой модели представлены в табл. 3 (модель М3).

Для возможности сравнения результатов модели М3 с ближайшими конкурентами и обеспечения устойчивости ее выводов в табл. 3 приведены две дополнительные модели, М4 и М5. В обеих моделях использовались скорректированные на ресурсную ренту выпуски и каждый из двух неэнергетических показателей инфраструктуры (показатели человеческого капитала во всех трех моделях идентичны).

Таблица 3

Результаты оценки параметров ПФ по выборке стран, включая Россию

Объясняющие переменные (в логарифмах)	Модели			
	Обозначение	Зависимая переменная – сглаженные значения реальных объемов ВВП		
		М3 (основная)	М4	М5
Показатель обеспеченности инфраструктурой		Совокупное предложение энергетических ресурсов	Совокупное производство электроэнергии	Плотность железных дорог на 10 тыс. чел.
Запас физического капитала	X_1	–0,085 (0,121)	–0,811*** (0,139)	–0,381*** (0,010)
Экономически активное население	X_2	–0,006 (0,118)	–0,211** (0,103)	–1,342*** (0,175)
Человеческий капитал	X_3	0,233 (0,285)	–1,054** (0,418)	1,177*** (0,293)
Агрегированный индекс развития институтов	X_4	–1,698*** (0,296)	–2,705*** (0,352)	–1,619*** (0,292)
Обеспеченность инфраструктурой	X_5	0,002 (0,074)	0,638*** (0,138)	–0,419*** (0,113)
Запас физического капитала (в квадрате)	X_1^2	0,018*** (0,006)	0,046*** (0,007)	0,040*** (0,006)
Запас физического капитала × Экономически активное население	$X_1 \times X_2$	0,001 (0,014)	0,012 (0,012)	0,000 (0,016)
Запас физического капитала × Человеческий капитал	$X_1 \times X_3$	–0,159*** (0,039)	0,047 (0,040)	–0,049 (0,040)

[10] При замене этого показателя на альтернативный – число лет обучения, которым располагает население в возрасте от 25 до 64 лет, – результаты оценки не претерпели качественных изменений и удовлетворяли критериям отбора ПФ. Однако, поскольку выборка стран включает не только развитые, но и развивающиеся страны, более предпочтительным вариантом переменной, отражающей человеческий капитал, является число лет обучения от 15 до 64 лет.

Журнал НЭА, №3 (27), 2015, с. 44–78

Продолжение Таблицы 3

Объясняющие переменные (в логарифмах)	Обозначение	Модели		
		Зависимая переменная – сглаженные значения реальных объемов ВВП		
		М3 (основная)	М4	М5
Показатель обеспеченности инфраструктурой		Совокупное предложение энергетических ресурсов	Совокупное производство электроэнергии	Плотность железных дорог на 10 тыс. чел.
Запас физического капитала × Агрегированный индекс развития институтов	$X_1 \times X_4$	0,194*** (0,024)	0,045* (0,027)	0,019 (0,026)
Запас физического капитала × Обеспеченность инфраструктурой	$X_1 \times X_5$	0,004 (0,007)	–0,039*** (0,011)	0,006 (0,012)
Экономически активное население (в квадрате)	X_2^2	0,004 (0,007)	–0,002 (0,003)	0,083*** (0,013)
Экономически активное население × Человеческий капитал	$X_2 \times X_3$	0,088** (0,043)	–0,039 (0,034)	–0,121*** (0,042)
Экономически активное население × Агрегированный индекс развития институтов	$X_2 \times X_4$	–0,043 (0,031)	0,119*** (0,029)	0,054* (0,032)
Экономически активное население × Обеспеченность инфраструктурой	$X_2 \times X_5$	0,017** (0,008)	0,011 (0,008)	0,047*** (0,017)
Человеческий капитал (в квадрате)	X_3^2	0,187*** (0,061)	–0,156*** (0,055)	–0,022 (0,057)
Человеческий капитал × Агрегированный индекс развития институтов	$X_3 \times X_4$	0,246*** (0,085)	0,891*** (0,087)	0,553*** (0,101)
Человеческий капитал × Обеспеченность инфраструктурой	$X_3 \times X_5$	0,003 (0,022)	0,000 (0,028)	–0,091** (0,037)
Агрегированный индекс развития институтов (в квадрате)	X_4^2	–0,136* (0,082)	–0,073 (0,073)	–0,071 (0,091)
Агрегированный индекс развития институтов × Обеспеченность инфраструктурой	$X_4 \times X_5$	–0,077*** (0,019)	–0,143*** (0,026)	0,024 (0,027)
Обеспеченность инфраструктурой (в квадрате)	X_5^2	0,002 (0,002)	0,020*** (0,005)	0,015** (0,007)
Запас физического капитала × Временной тренд	$X_1 \times TREND$	0,004*** (0,001)	0,001 (0,001)	0,000 (0,001)
Экономически активное население × Временной тренд	$X_2 \times TREND$	–0,003*** (0,001)	–0,000 (0,001)	–0,003*** (0,001)
Человеческий капитал × Временной тренд	$X_3 \times TREND$	–0,002 (0,002)	0,008*** (0,002)	0,009*** (0,003)
Агрегированный индекс развития институтов × Временной тренд	$X_4 \times TREND$	0,012*** (0,003)	0,021*** (0,003)	0,020*** (0,003)

Журнал НЭА, №3 (27), 2015, с. 44–78

Окончание Таблицы 3

Объясняющие переменные (в логарифмах)	Модели			
	Обозначение	Зависимая переменная – сглаженные значения реальных объемов ВВП		
		М3 (основная)	М4	М5
Показатель обеспеченности инфраструктурой		Совокупное предложение энергетических ресурсов	Совокупное производство электроэнергии	Плотность железных дорог на 10 тыс. чел.
Обеспеченность инфраструктурой × Временной тренд	$X_5 \times TREND$	–0,001* (0,000)	–0,002*** (0,000)	–0,002*** (0,000)
Временной тренд /100[i)]	$TREND / 100$	–5,741*** (1,606)	–4,277*** (0,887)	–3,133*** (0,808)
Временной тренд (в квадрате) /100[i)]	$TREND^2 / 100$	0,013*** (0,004)	0,024*** (0,004)	0,015*** (0,005)
Константа		10,648*** (0,845)	17,126*** (1,048)	17,473*** (0,847)
Оценка среднего значения компоненты неэффективности (μ)	μ	0,780*** (0,098)	0,675*** (0,182)	0,398 (0,182)
Оценка средней за период скорости роста компоненты неэффективности		0,013*** (0,003)	–0,002* (0,001)	–0,002** (0,001)
Число наблюдений (стран)		1964 (104)	1841 (104)	1402 (90)
Значение логарифма функции правдоподобия (Log Likelihood)		2405,506	2282,619	1715,145
P-значение теста Вальда на:				
– незначимость уравнения в целом		0,000	0,000	0,000
– незначимость попарных произведений		0,008	0,000	0,000
– незначимость X_4 и X_5		0,000	0,000	0,000
– наличие постоянной отдачи выпуска от масштаба факторов производства		0,000	0,000	0,000

Примечание. Модели М1–М3 оценивались с помощью метода максимального правдоподобия (maximum likelihood estimation technique) в рамках анализа стохастической границы эффективности (SFA, Stochastic Frontier Analysis) стран, входящих в выборку. Символами «***», «**» и «*» отмечены оценки коэффициента значима на 1, 5 и 10%-ном уровнях соответственно. В скобках указаны их робастные стандартные ошибки.

[i)] Деление произведено для обеспечения сопоставимости оценок коэффициентов.

Журнал НЭА, № 3 (27), 2015, с. 44–78

Основные выводы по результатам сравнительной оценки различных спецификаций ПФ состоят в следующем. Во-первых, подтверждаются выводы п. 4.1 о немонотонном и ненейтральном характере технического прогресса. Во-вторых, было найдено устойчивое подтверждение:

- предпочтительности транслогарифмической спецификации ПФ с попарными произведениями факторов в сравнении со спецификацией без таких компонент;
- значимости воздействия, оказываемого четвертым и пятым факторами производства (институтами и инфраструктурой);
- отсутствия постоянной отдачи от масштаба.

Во всех трех случаях это указывает, что *P*-значения в соответствующих стандартных тестах Вальда на линейное ограничение оказались меньше любого разумного критического порога (0,10; 0,05; 0,01).

Хотя во всех трех моделях не удалось достичь такого ранжирования топ-10 технологических лидеров, который полностью соответствовал бы экспертным представлениям, модели M4 и M5 оказались менее предпочтительными в сравнении с моделью M3 из-за предсказания наличия в топ-10 большего числа стран, по факту не являющихся мировыми технологическими лидерами. Так, в модели M3 в топ-10 входят, кроме общепризнанных технологических лидеров, таких как США, Италия, Германия, Франция и Япония, – Турция, Мексика и Бразилия (Приложение, п. 2, табл. А3). В моделях же M4 и M5 к трем последним добавлялись в отдельные пятилетки Польша и Индия.

Далее основное внимание будет уделено анализу индивидуальных характеристик только наилучшей модели ПФ – модели M3.

В первую очередь были проведены расчеты эластичностей выпусков каждой страны в выборке по каждому из пяти факторов производства. Средние значения соответствующих распределений лежат в положительной области и составляют:

1) 052–0,56 – по запасу физического капитала;
2) 0,14–0,18 – по численности экономически активного населения;
3) 0,35–0,42 – по запасу человеческого капитала;
4) 0,50 – по индексу развития институтов;
5) 0,07 – по обеспеченности стран инфраструктурой.

Несмотря на различия в методологиях и выборках, указанные оценки имеют немало сходств с аналогичными расчетами в (Henry et al., 2009; Wang, Wong, 2012). Так, средние по выборкам эластичности по физическому капиталу в этих работах составили соответственно 0,56 и 0,76, по труду – 0,34 и 0,18, по человеческому капиталу – 0,17 и 0,15 (рис. 5).

Далее, результаты расчетов SFA-индексов показали, что страны в выборке снова, как и в п. 4.1, распределены весьма неравномерно (рис. 6). Во-первых, выделяется весьма значимая группа низко технологичных стран – порядка 38 национальных экономик со значениями

Журнал НЭА,
№3 (27), 2015,
с. 44–78

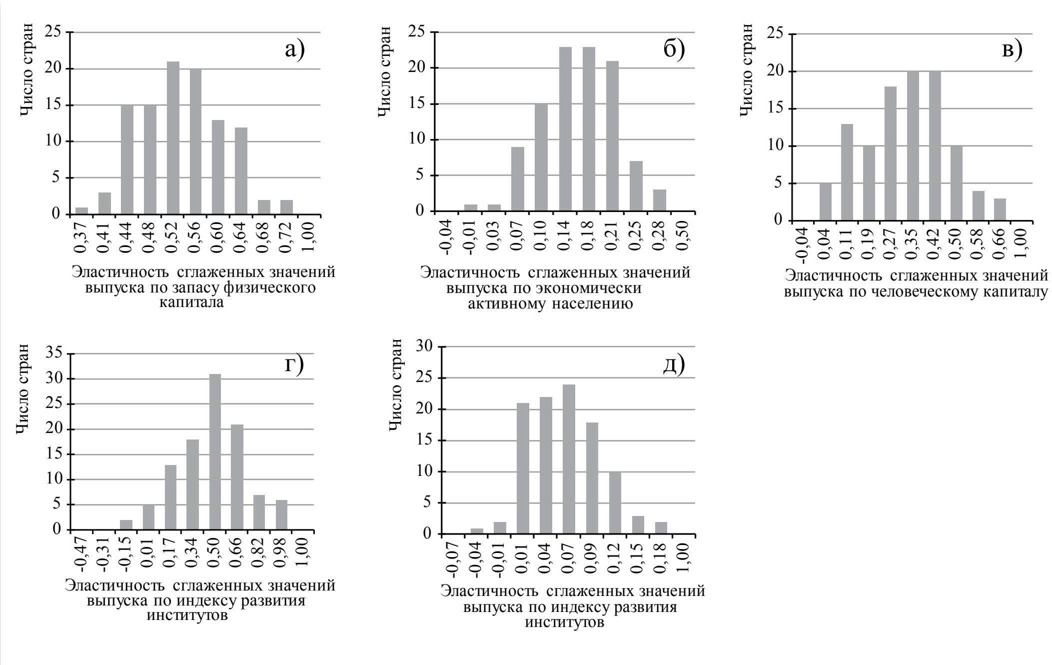

Рис. 5

Гистограммы плотностей распределения стран по эластичностям выпуска по факторам производства

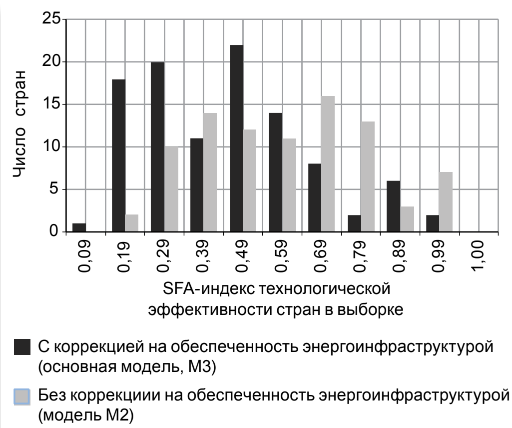

Рис. 6

Гистограмма плотности распределения стран по значениям SFA-индекса технологической эффективности (в среднем за 2003–2007 гг.)

SFA-индекса, равными 0,19–0,29 (низкий диапазон). Во-вторых, выделяется весьма значимая группа из 22 стран-середняков. Значения SFA-индекса составляет около 0,50 (среднее значение распределения). В-третьих, в последнем квартиле распределения идентифицируется обособленная группа из 10 стран – технологических лидеров со значениями SFA-индекса в диапазоне 0,79–0,99 со средним в 0,89.

Затем были проанализированы траектории изменения SFA-индексов технологической эффективности некоторых стран из числа топ-10, России, Украины и Молдавии (рис. 7а). Так, представленный индикатор по России говорит о том, что в период с 2002 по 2008 г. в стране мог наблюдаться стабильный рост технологической эффективности – с 0,62 до 0,68, тогда

Журнал НЭА, №3 (27), 2015, с. 44–78

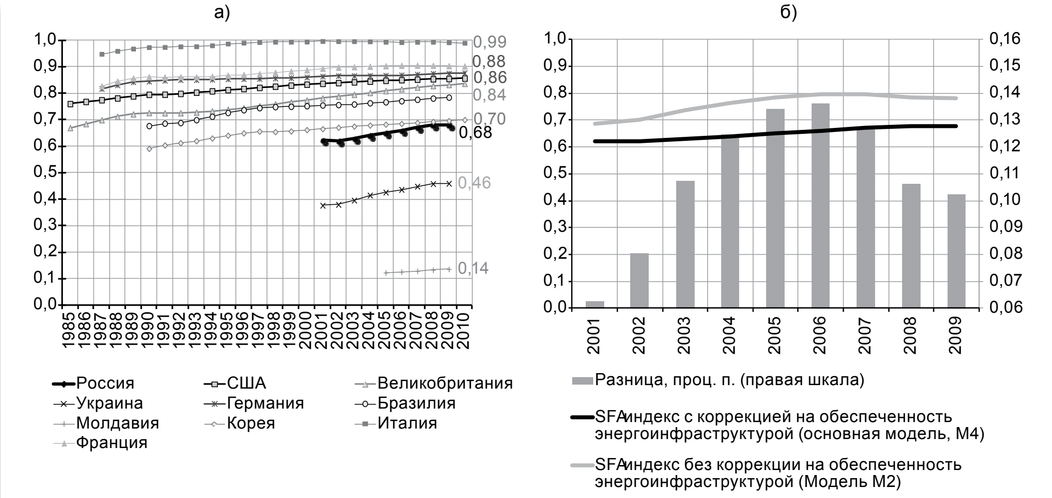

Рис. 7

Динамика SFA-индексов технологической эффективности для пятифакторной ПФ: а) с коррекцией на энергоресурсы (модель М4); б) с коррекцией и без коррекции на энергоресурсы для России

как в кризисный 2009 г. рост сменился стагнацией. Для сравнения: в Украине значения SFA-индекса ниже, чем в России, примерно на 0,20.

На рис. 7б представлено сравнение оценок SFA-индекса по России, полученных в модели М4 и в модели М2 из п. 4.1. Разница между оценками достаточно ощутимая – в модели М2 значения больше, чем в модели М4, на 0,06–0,14. Соответственно, игнорирование обеспеченности энергетической инфраструктурой в явном виде в модели М2 привело к завышению показателей эффективности российской экономики.

На следующем шаге были пересчитаны значения индекса Малмквиста по модели М4. В отличие от SFA-индекса плотность распределения стран по индексу Малмквиста за аналогичный период 2003–2007 гг. существенно ближе к нормальному распределению – имеет один горб, а не три (рис. 8), и менее тяжелые левый и правый хвосты. Среднее значение находится в области 1,027–1,034. Это означает, что среднегодовой темп прироста технологической эффективности в указанный период мог составлять 0,5–0,7%.

Рис. 8

Гистограмма плотности распределения стран по коэффициентам роста технологической эффективности (индексу Малмквиста), в среднем за 2003–2007 гг.

Журнал НЭА, №3 (27), 2015, с. 44–78

Далее, результаты пересчета значений индекса Малмквиста по модели М4 предсказывают ту же картину, что и в п. 4.1, подтверждают наличие более высоких темпов технологического прогресса развивающихся стран в сравнении с развитыми[11] (рис. 9а). Для России значения индекса Малмквиста в модели М4 стали выше в сравнении с моделью М2, что неудивительно, ввиду того что пересчитанный уровень эффективности стал ниже в сравнении с результатами п. 4.1 (рис. 9б).

Наконец, были рассчитаны различные версии возможных траекторий роста мировой границы производственных возможностей (ПВ) при предположениях, описанных в разд. 2.

Но прежде заметим, что в п. 4.1 и 4.2 рассчитанные значения индекса Малмквиста для развитых стран указывают на замедление темпов их технологического прогресса в 2000-е годы. Вероятно, это связано с исчерпанием технологических волн прошлых поколений, характеризовавшихся взрывным ростом мобильных сетей, внедрением IT, бумом интернет-компаний. В этот период были исчерпаны прежние модели роста развитых стран, основанные в том числе на буме долговых рынков и надувании пузырей на рынках финансовых активов.

Это накладывает определенные ограничения на динамику границы ПВ. Расчеты показали, что в 2000-е годы среднегодовые темпы прироста мировой границы ПВ сократились примерно в 1,2 раза по сравнению с 1990-ми годами: с 0,05 до 0,04% (рис. 10а). Особенно выделяются локальные минимумы – по цепным индексам роста границы

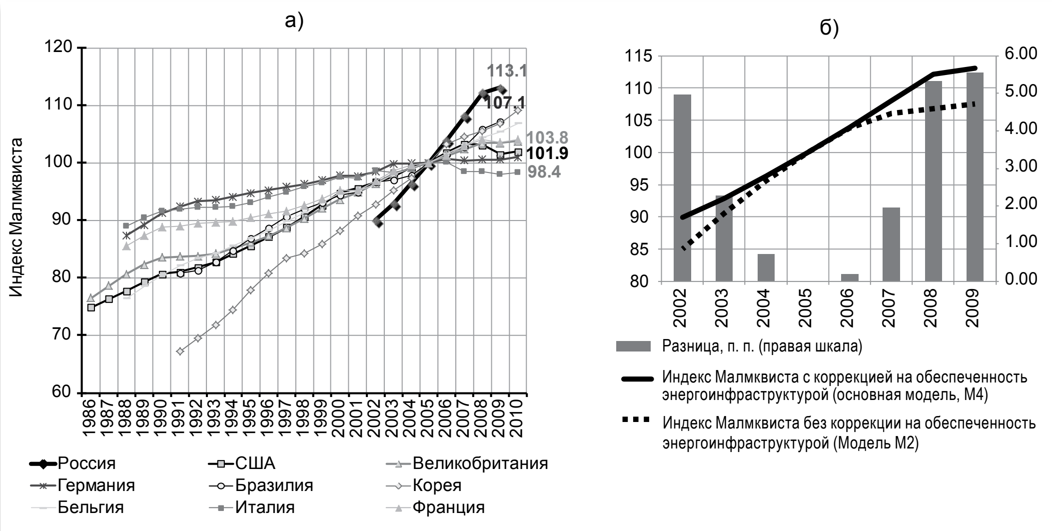

Рис. 9

Сравнение межстрановых значений индекса Малмквиста (2005 г. = 100%) для пятифакторной ПФ: а) с коррекцией на энергоресурсы (модель М4); б) с коррекцией и без коррекции на энергоресурсы для Россия

[11] Например, темп прироста базисного индекса Малмквиста за период 2003–2009 гг. составил 23% для России и всего 6 и 4% – для Великобритании и США соответственно.

Журнал НЭА, № 3 (27), 2015, с. 44–78

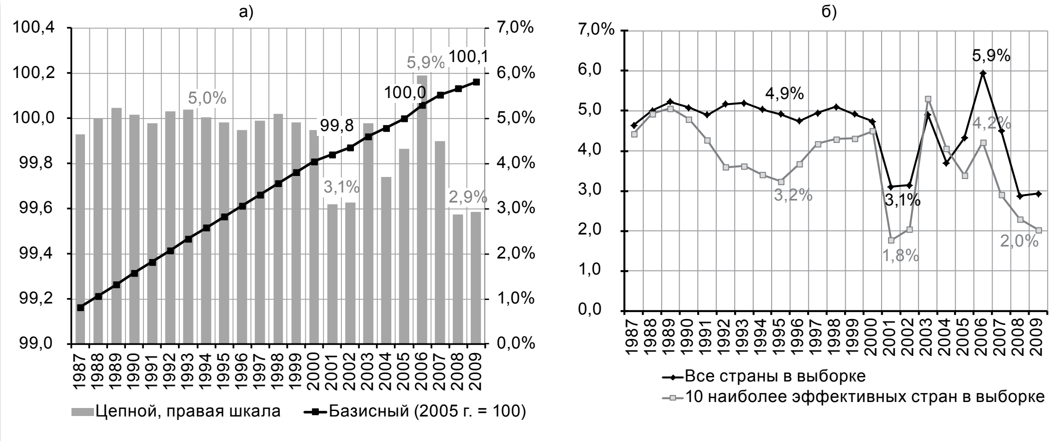

Рис. 10

Оценка динамики мировой границы производственных возможностей (цепной и базисный индексы, на основе модели М4): а) граница определяется всеми странами в выборке; б) граница: все страны vs. Топ-10 стран

ПВ – в 2001 г. (кризис дот-комов в США) и 2008–2009 гг. (мировой экономический кризис)[12].

В этих расчетах предполагалось, что все страны в выборке способны оказывать воздействие на движение мировой границы ПВ пропорционально уровню их технологической эффективности. Если же предположить, что такое влияние оказывают только лидеры (топ-10), то динамика границы ПВ будет менее интенсивной, но весьма схожей (рис. 10б).

5. Заключение

До сих пор в литературе доминируют (считаются стандартными) трехфакторные производственные функции (ПФ) с трудом, физическим и человеческим капиталом. Однако они не учитывают того, что в последнее десятилетие активно развиваются: 1) новые теории роста, эмпирически доказывающие глубинную роль институтов в повышении темпов экономического роста (Acemoglu et al., 2005); 2) методы учета инфраструктуры для оценки выпуска (Straub, 2011). Соответственно, оценки совокупной факторной производительности (СФП), получаемые в рамках трехфакторных ПФ, содержат не только, а возможно, и не столько, технологическую компоненту, но прочие нетехнологические факторы – в первую очередь влияние институтов и инфраструктуры. Соответственно, в какой мере подобные оценки СФП отражают собственно технологическое развитие национальных экономик, вопрос отдельного эконометрического исследования.

Чтобы снизить возможное влияние нетехнологических факторов на оценки технологической эффективности национальных эконо-

[12] Новое ускорение динамики границы ПВ возможно в случае кристаллизации новых движущих сил технологического развития (таких как биотехнологии, возобновляемые источники энергии и др.).

Журнал НЭА, №3 (27), 2015, с. 44–78

мик, в данном исследовании была предпринята попытка объединить ключевую идею «Новых теорий роста» и методы учета инфраструктуры в рамках расширенной, пятифакторной, версии производственной функции (ПФ). В качестве четвертого фактора производства предлагается использовать показатели институционального развития, в качестве пятого – обеспеченности инфраструктурой.

Однако для получения приемлемых оценок эффективности национальных экономик одних только этих нововведений недостаточно. Во-первых, в работе показано, что в условиях, когда мера выпуска циклична, а все факторы производства ацикличны, происходит перенос циклической компоненты в оценку эффективности. Это предложено устранять с помощью корректировки показателя выпуска фильтром Ходрика–Прескотта. Во-вторых, объединение в одной выборке стран–экспортеров природных ресурсов и прочих стран приводит к завышению эффективности первых. Это предложено устранять с помощью коррекции показателя выпуска на ресурсную ренту, межстрановые данные по которой доступны в базе WDI Мирового банка. Однако коррекция выпуска на ресурсную ренту – не самоцель. Есть альтернативный подход: использовать в качестве пятого фактора показатель обеспеченности энергетической инфраструктурой. Оценки эффективности национальных экономик в таком случае оказались даже более устойчивыми.

Для оценок ПФ была сформирована панельная база данных за достаточно длительный промежуток времени 1980–2010 гг. по широкому набору стран, включающих как развитые, так и развивающиеся. Число стран варьируется от 90–104 в моделях пятифакторных ПФ до 136 в более простых трехфакторных моделях. Формирование базы, включающей все необходимые данные по выпуску и пяти факторам производства, потребовало объединения сопоставимых межстрановых данных Мирового банка (WDI), Международного валютного фонда (IFS), аналитического центра Fraser Institute и ЮНЕСКО.

Основные эмпирические результаты состоят в следующем.

1. Введенные в работе в состав факторов ПФ институты и инфраструктура оказывают значимое воздействие на выпуск (согласно тестам на линейное ограничение) – пятифакторные ПФ предпочтительнее трехфакторных не только содержательно, но и статистически. При этом трехфакторным моделям присущ серьезный недостаток: они предсказывают устойчивое сокращение годовой динамики технологического развития как развитых, так и развивающихся стран в последнее десятилетие. Подобного недостатка лишены пятифакторные модели.

2. Оценки средних по выборке эластичностей выпуска по первым трем факторам в значительной мере соответствуют результатам предшествующих исследований: 0,52–0,56 – по запасу физического капитала, 0,14–0,18 – по численности экономически активного насе-

Журнал НЭА, № 3 (27), 2015, с. 44–78

ления, 0,35–0,42 – по запасу человеческого капитала. Схожие оценки содержатся, например, в (Henry et al., 2009; Wang, Wong, 2012). Оценки средних по выборке эластичностей по четвертому и пятому фактору составили: 0,50 – по индексу развития институтов и всего 0,07 – по обеспеченности стран инфраструктурой.

3. Оценки уровня технологической эффективности национальных экономик в целом соответствуют экспертному представлению о ранжировании стран по степени технологического развития. Оценки проведены в рамках анализа стохастической границы эффективности (SFA, Stochastic Frontier Analysis) на основе специфицированных версий ПФ. Границу устойчиво формируют страны–лидеры технологического прогресса – США, Германия, Италия, Великобритания, Япония: их SFA-индексы располагаются в верхнем дециле распределения со значениями 0,81–0,99. Значения SFA-индекса по России росли с 0,60 в 2000 г. до 0,68 в 2009 г. (66 и 84 процентили распределения). Коррекция выпуска на ресурсную ренту или включение фактора энергетической инфраструктуры в состав ПФ позволили исключить крупнейших нефтеэкспортеров (Саудовскую Аравию, Россию и др.) из состава топ-10 стран по технологическому развитию.

4. Оценки годовых темпов технологического прогресса в развитых и в развивающихся экономиках указывают на бо льшую динамичность технологического развития вторых в сравнении с первыми. Оценки были проведены с помощью индекса Малмквиста, учитывающего не только изменение уровня технологической эффективности, но и изменение эффекта масштаба и сдвиг границы производственных возможностей. Так, для России темп прироста базисного индекса Малмквиста за период 1998–2010 гг. составил 38%, тогда как, например, для Великобритании – всего 7%.

В качестве направления для дальнейшего развития исследования можно выделить анализ каналов технологического развития стран с акцентом на России. В частности, необходимо исследовать вопрос о том, в какой мере расходы на НИОКР, частные и государственные – в отдельности – и приток прямых иностранных инвестиций (ПИИ) в Россию способствуют ускорению динамики ее технологического развития.

ПРИЛОЖЕНИЕ

1. Оценки состава стран, определяющих Топ-10 лидеров и Топ-10 аутсайдеров мирового технологического развития в моделях ПФ без коррекции на обеспеченность стран энергоресурсами

Журнал НЭА, №3 (27), 2015, с. 44–78

Таблица А1

Ранжирование стран по SFA-индексу эффективности (трехфакторная ПФ, без коррекции на обеспеченность энергоресурсами)

№ п/п	1985–1989		1990–1994		1995–1999		2000–2004		2005–2009		2010–2011	
	Страна	SFA	Страна	SFA	Страна	SFA	Страна	SFA	Страна	SFA	Страна	SFA
10 наиболее эффективных стран												
1	США	0,995	США	0,997	США	0,999	Великобритания	0,999	Великобритания	0,999	Великобритания	0,967
2	Германия	0,995	Саудовская Аравия	0,951	Великобритания	0,994	Канада	0,986	Канада	0,938	Сингапур	0,946
3	Великобритания	0,944	Великобритания	0,941	Саудовская Аравия	0,965	США	0,985	Сингапур	0,925	Саудовская Аравия	0,906
4	Франция	0,896	Германия	0,926	Канада	0,944	Франция	0,965	Саудовская Аравия	0,924	Гонконг	0,895
5	Бельгия	0,895	Бельгия	0,922	Франция	0,942	Саудовская Аравия	0,943	Франция	0,918	Канада	0,880
6	Канада	0,887	Франция	0,911	Бельгия	0,921	Австралия	0,924	США	0,905	Нидерланды	0,861
7	Австралия	0,886	Канада	0,888	Германия	0,917	Нидерланды	0,920	Нидерланды	0,898	Франция	0,856
8	Греция	0,873	Италия	0,880	Италия	0,917	Бельгия	0,918	Австралия	0,880	США	0,856
9	Нидерланды	0,845	Австралия	0,877	Нидерланды	0,916	Италия	0,915	Германия	0,880	Германия	0,852
10	Испания	0,843	Нидерланды	0,875	Австралия	0,906	Германия	0,905	Гонконг	0,877	Швеция	0,837
–	*Справка*: позиция России	–	15 место	0,811	37 место	0,608	29 место	0,690	24 место	0,761	26 место	0,707
10 наименее эффективных стран												
1	Барбадос	0,189	Тонга	0,030	Тонга	0,029	Тонга	0,030	Тонга	0,028	Тонга	0,026
2	Албания	0,201	Белиз	0,067	Лесото	0,071	Лесото	0,075	Гайана	0,084	Гайана	0,088
3	Исландия	0,217	Гайана	0,069	Белиз	0,074	Кабо-Верде	0,078	Лесото	0,086	Кабо-Верде	0,092
4	Мальта	0,219	Лесото	0,071	Таджикистан	0,081	Гайана	0,082	Кабо-Верде	0,089	Лесото	0,093
5	Бангладеш	0,254	Гамбия	0,099	Гайана	0,082	Белиз	0,090	Белиз	0,100	Либерия	0,112
6	Индонезия	0,326	Мозамбик	0,106	Бурунди	0,108	Таджикистан	0,108	Бурунди	0,122	Бурунди	0,124
7	Таиланд	0,357	Того	0,112	Гамбия	0,110	Бурунди	0,114	Фиджи	0,127	Того	0,136
8	Филиппины	0,385	Монголия	0,115	Мозамбик	0,111	Гамбия	0,128	Цент. Афр. Респ,	0,130	Гамбия	0,143
9	Тунис	0,394	Бурунди	0,123	Монголия	0,114	Того	0,130	Того	0,133	Мозамбик	0,171
10	Люксембург	0,424	Фиджи	0,129	Руанда	0,118	Мозамбик	0,130	Либерия	0,134	Монголия	0,185

Журнал НЭА, №3 (27), 2015, с. 44–78

Таблица A2

Ранжирование стран по SFA-индексу эффективности (пятифакторная ПФ, без коррекции на обеспеченность энергоресурсами)

№ п/п	1985–1989		1990–1994		1995–1999		2000–2004		2005–2009		2010–2011	
	Страна	SFA	Страна	SFA	Страна	SFA	Страна	SFA	Страна	SFA	Страна	SFA
	10 наиболее эффективных стран											
1	США	0,977	Германия	0,999	США	0,999	США	0,997	Великобритания	0,997	Великобритания	0,999
2	Франция	0,911	США	0,987	Германия	0,993	Великобритания	0,977	Люксембург	0,987	Люксембург	0,971
3	Италия	0,854	Франция	0,912	Франция	0,949	Франция	0,969	США	0,986	США	0,968
4	Великобритания	0,827	Италия	0,900	Италия	0,941	Германия	0,965	Бельгия	0,941	Германия	0,925
5	Япония	0,761	Великобритания	0,839	Великобритания	0,916	Италия	0,920	Германия	0,931	Бельгия	0,920
6	Испания	0,701	Япония	0,803	Индия	0,794	Бельгия	0,901	Франция	0,923	Италия	0,908
7	Нидерланды	0,682	Индия	0,777	Япония	0,782	Нидерланды	0,813	Италия	0,916	Франция	0,892
8	Турция	0,668	Испания	0,734	Нидерланды	0,768	Индия	0,805	Нидерланды	0,866	Нидерланды	0,885
9	Австралия	0,665	Нидерланды	0,722	Испания	0,747	Турция	0,792	Индия	0,801	Аргентина	0,822
10	Греция	0,629	Турция	0,713	Мексика	0,741	Испания	0,782	Россия	0,788	Индия	0,821
–	*Справка*: позиция России	н/д	н/д	н/д	26 место	0,605	17 место	0,705	10 место	0,788	15 место	0,766
	10 наименее эффективных стран											
1	Филиппины	0,261	Мали	0,086	Мали	0,123	Мали	0,163	Монголия	0,164	Монголия	0,194
2	Тунис	0,264	Албания	0,129	Албания	0,164	Конго	0,207	Мавритания	0,193	Киргизия	0,212
3	Малайзия	0,306	Конго	0,163	Конго	0,172	Албания	0,228	Киргизия	0,207	Мавритания	0,215
4	Таиланд	0,321	Намибия	0,178	Танзания	0,176	Танзания	0,231	Молдова	0,209	Молдова	0,236
5	Новая Зеландия	0,401	Замбия	0,189	Намибия	0,197	Сенегал	0,239	Конго	0,258	Армения	0,265
6	Египет	0,406	Сенегал	0,201	Замбия	0,212	Замбия	0,240	Грузия	0,261	Замбия	0,283
7	Бангладеш	0,428	Камерун	0,208	Дем. Респ. Конго	0,218	Гана	0,256	Замбия	0,262	Грузия	0,287
8	Финляндия	0,430	Иордания	0,208	Сенегал	0,221	Дем. Респ. Конго	0,261	Армения	0,281	Конго	0,306
9	Индонезия	0,450	Кения	0,213	Иордания	0,225	Иордания	0,266	Албания	0,285	Албания	0,317
10	Португалия	0,498	Шри-Ланка	0,227	Камерун	0,237	Армения	0,266	Бенин	0,289	Танзания	0,323

Журнал НЭА, №3 (27), 2015, с. 44–78

2. Оценки состава стран, определяющих Топ-10 лидеров и Топ-10 аутсайдеров мирового технологического развития в моделях ПФ с коррекцией на обеспеченность стран энергоресурсами

Таблица А3

Ранжирование стран по SFA-индексу эффективности (пятифакторная ПФ, с коррекцией на обеспеченность энергоресурсами)

№	1990–1994		1995–1999		2000–2004		2005–2009	
	Страна	SFA	Страна	SFA	Страна	SFA	Страна	SFA
	10 наиболее эффективных стран							
1	Италия	0,976	Италия	0,991	Италия	0,995	Италия	0,992
2	Франция	0,861	Франция	0,874	Франция	0,895	Франция	0,904
3	Германия	0,849	Германия	0,855	Германия	0,864	Германия	0,871
4	Япония	0,803	США	0,821	США	0,839	США	0,851
5	США	0,800	Япония	0,809	Испания	0,812	Турция	0,831
6	Испания	0,791	Испания	0,797	Япония	0,805	Великобритания	0,821
7	Турция	0,781	Турция	0,784	Турция	0,803	Испания	0,816
8	Великобритания	0,727	Великобритания	0,752	Великобритания	0,788	Япония	0,811
9	Мексика	0,706	Бразилия	0,741	Бразилия	0,756	Бразилия	0,775
10	Бразилия	0,692	Мексика	0,718	Мексика	0,741	Мексика	0,751
–	*Справка: позиция России*				12 место	0,628	12 место	0,667
	10 наименее эффективных стран							
1	Того	0,052	Того	0,066	Того	0,086	Мальта	0,098
2	Албания	0,064	Албания	0,081	Мальта	0,089	Того	0,105
3	Исландия	0,071	Исландия	0,086	Монголия	0,101	Монголия	0,117
4	Никарагуа	0,090	Дем. Респ. Конго	0,103	Исландия	0,107	Молдавия	0,129
5	Дем. Респ. Конго	0,091	Никарагуа	0,112	Албания	0,109	Исландия	0,129
6	Намибия	0,095	Намибия	0,114		0,122	Албания	0,140
7	Кипр	0,095	Кипр	0,121		0,136	Дем. Респ. Конго	0,147
8	Ботсвана	0,104	Латвия	0,122		0,138	Киргизия	0,153
9	Бенин	0,111	Ботсвана	0,123		0,149	Никарагуа	0,159
10	Бахрейн	0,113	Замбия	0,130		0,151	Намибия	0,167

Журнал НЭА, № 3 (27), 2015, с. 44–78

ЛИТЕРАТУРА

Мамонов М., Пестова А., Сабельникова Е., Апокин А. (2015). Подходы к оценке факторов производства и технологического развития национальных экономик: обзор мировой практики // *Проблемы прогнозирования.* № 6 (в печати).

Назруллаева Е. (2008). Оценивание уровня технологического прогресса в российской экономике // *Квантиль.* № 5. С. 59–82.

Щетинин Е., Назруллаева Е. (2012). Производственный процесс в пищевой промышленности: взаимосвязь инвестиций в основной капитал и технической эффективности // *Прикладная эконометрика.* № 4(28). С. 63–84.

Acemoglu D., Johnson S., Robinson J. (2005). Institutions as a Fundamental Cause of Long-Run Growth. In: "*Handbook of Economic Growth*" Aghion P., Durlauf S. (eds.). Vol. 1. Chapter 6. P. 385–472. North-Holland: Elsevier.

Aigner D.J., Lovell C.A.K., Schmidt P. (1977). Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models // *Journal of Econometric.* Vol. 6(1). P. 21–37.

Barro R., Sala-i-Martin X. (1997). Technological Diffusion, Convergence, and Growth // *Journal of Economic Growth.* Vol. 2(1). P. 1–26.

Barro R., Lee J.W. (2010). A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950–2010 // *Journal of Development Economics.* Vol. 104. P. 184–198.

Battese G.E., Coelli T.J. (1988). Prediction of Firm-level Technical Efficiencies: With a Generalized Frontier Production Function and Panel Data // *Journal of Econometrics.* Vol. 38. P. 387–399.

Capolupo R. (2009). The New Growth Theories and Their Empirics after Twenty Years // *The Open-Access, Open-Assessment E-Journal.* Kiel Institute for the World Economy. Vol. 3(1). P.1–72.

Castillo L., Salem D., Guasch J. (2012). Innovative and Absorptive Capacity of International Knowledge: An Empirical Analysis of Productivity Sources in Latin American Countries. The World Bank Policy Research Working Paper. Vol. 5931. P.1–23.

De Vries G.J., Erumban A.A., Timmer M.P., Voskoboynikov I., Wu H.X. (2012). Deconstructing the BRICs: Structural Transformation and Aggregate Productivity Growth // *Journal of Comparative Economics.* Vol. 40 (2). P. 211–227.

Gwartney J., Lawson R., Hall J. (2014). Economic Freedom of the World: 2014 Annual Report. Publisher: Fraser Institute.

Henry M., Kneller R., Milner C. (2009). Trade, Technology Transfer and National Efficiency in Developing Countries // *European Economic Review.* Vol. 53. P. 237–254.

Hodrick R., Prescott E. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation // *Journal of Money, Credit, and Banking.* Vol. 29 (1). P.1–16.

Jondrow J., Lovell C., Materov I., Schmidt P. (1982). On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model // Journal of Econometrics. Vol. 19. P.233–238.

Lukas R.E. (1988). On the Mechanisms of Economic Development // *Journal of Monetary Economics.* Vol. 22. P. 3–42.

Malmquist S. (1953). Index Numbers and Indifference Curves // *Trabajos de Estatistica*. Vol. 4(1). P. 209–242.

Mankiw N., Romer D., Weil D. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth // *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 107(2). P. 407–437.

Meeusen W.J., Broeck J. van der (1977). Efficiency Estimation from Cobb–Douglas Production Functions with Composed Error // *International Economic Review*. Vol. 18. P.435–444.

Ogilvie S., Carus A.W. (2014). Institutions and Economic Growth in Historical Perspective. In: "Handbook of Economic Growth". Vol. 2. Chapter 8. P. 403–513. North-Holland: Elsevier.

Orea L. (2002). Parametric Decomposition of a Generalized Malmquist Productivity Index // *Journal of Productivity Analysis*. Vol. 18(1). P. 5–22.

Straub S. (2011). Infrastructure and Development: A Critical Appraisal of the Macro-level Literature // *Journal of Development Studies*. Vol. 47(5). P. 683–708.

Wang M., Wong M. (2012). International R&D Transfer and Technical Efficiency: Evidence from Panel Study Using Stochastic Frontier Analysis // *World Development*. Vol. 40 (10). P. 1982–1998.

REFERENCES (with English translation or transliteration)

Acemoglu D., Johnson S., Robinson J. (2005). Institutions as a Fundamental Cause of Long-Run Growth. In: "*Handbook of Economic Growth*" Aghion P., Durlauf S. (eds.). Vol. 1. Chapter 6. P. 385–472. North-Holland: Elsevier.

Aigner D.J., Lovell C.A.K., Schmidt P. (1977). Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. *Journal of Econometric* 6(1), 21–37.

Barro R., Lee J.W. (2010). A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950–2010 // *Journal of Development Economics* 104, 184–198.

Barro R., Sala-i-Martin X. (1997). Technological Diffusion, Convergence, and Growth. *Journal of Economic Growth* 2(1), 1–26.

Battese G.E., Coelli T.J. (1988). Prediction of Firm-level Technical Efficiencies: With a Generalized Frontier Production Function and Panel Data. *Journal of Econometrics* 38, 387–399.

Capolupo R. (2009). The New Growth Theories and Their Empirics after Twenty Years. *The Open-Access, Open-Assessment E-Journal. Kiel Institute for the World Economy* 3(1), 1–72.

Castillo L., Salem D., Guasch J. (2012). Innovative and Absorptive Capacity of International Knowledge: An Empirical Analysis of Productivity Sources in Latin American Countries. *The World Bank Policy Research Working Paper* 5931, 1–23.

De Vries G.J., Erumban A.A., Timmer M.P., Voskoboynikov I., Wu H.X. (2012). Deconstructing the BRICs: Structural Transformation and Aggregate Productivity Growth. *Journal of Comparative Economics* 40(2), 211–227.

Gwartney J., Lawson R., Hall J. (2014). Economic Freedom of the World: 2014 Annual Report. Publisher: Fraser Institute.

Henry M., Kneller R., Milner C. (2009). Trade, Technology Transfer and National Efficiency in Developing Countries. *European Economic Review* 53, 237–254.

Hodrick R., Prescott E. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking* 29 (1), 1–16.

Jondrow J., Lovell C., Materov I., Schmidt P. (1982). On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model. *Journal of Econometrics* 19, 233–238.

Lukas R.E. (1988). On the Mechanisms of Economic Development. *Journal of Monetary Economics* 22, 3–42.

Malmquist S. (1953). Index Numbers and Indifference Curves. *Trabajos de Estatistica* 4(1), 209–242.

Mamonov M., Pestova A., Sabelnikova E., Apokin A. (2015). The Alternative Approaches to Measuring Production Factors and Technological Development of National Economies: An Overview of International Practice. *Problemy Prognozirovaniya* 6 (in press) (in Russian).

Mankiw N., Romer D., Weil D. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics* 107(2), 407–437.

Meeusen W.J., Broeck J. van der (1977). Efficiency Estimation from Cobb–Douglas Production Functions with Composed Error. *International Economic Review* 18, 435–444.

Nazrullaeva E. (2008). Measurement of Technological Progress in Russia. *Quantile* 5, 59–82 (in Russian).

Ogilvie S., Carus A.W. (2014). Institutions and Economic Growth in Historical Perspective. In: “Handbook of Economic Growth”. Vol. 2. Chapter 8. North-Holland: Elsevier.

Orea L. (2002). Parametric Decomposition of a Generalized Malmquist Productivity Index. *Journal of Productivity Analysis* 18(1), 5–22.

Shchetynin E., Nazrullaeva E. (2012). Effects of Fixed Capital Investments on Technical Efficiency in Food Industry. *Applied Econometrics* 4(28), 63–84 (in Russian).

Straub S. (2011). Infrastructure and Development: A Critical Appraisal of the Macro-level Literature. *Journal of Development Studies* 47(5), 683–708.

Wang M., Wong M. (2012). International R&D Transfer and Technical Efficiency: Evidence from Panel Study Using Stochastic Frontier Analysis. *World Development* 40 (10), 1982–1998.

Поступила в редакцию 22 декабря 2014 года

Журнал НЭА, №3 (27), 2015, с. 44–78

M.E. Mamonov
Center for Macroeconomic Analysis and Short-term Forecasting (CMASF) at the Institute for Economic Forecasting of the Russian Academy of Science, Moscow, Russia

A.A. Pestova
National Research University "Higher School of Economics", Moscow, Russia

The Technical Efficiency of National Economies: Do the Institutions, Infrastructure and Resources Rents matter?

In this paper, we propose an idea of introducing the basic statement of the "New Growth Theories" on the role of institutions in economic development and the infrastructure proxies into the augmented five-factor production function. As the fourth and fifth factors, we employ the aggregated index of institutional development designed by the Fraser Institute and the WDI indicators of infrastructural conditions, respectively, alongside with the standard set of labor, physical and human capital. We show that the correct estimation of total factor productivity requires, first, extracting resources rents from the output proxy. This allows eliminating of the exporters of natural resources from the top-10 technological leaders. Second, adjustment of output by Hodrick–Prescott filter is carried out. This has excluded the transfer of the output cyclical component to the technical efficiency indicators. Our analysis has shown that the technological progress is more rapid in developing countries as compared to developed economies. We perform our estimates under Stochastic Frontier Analysis (SFA) obtaining data from the World Bank, IMF, Fraser Institute and UNESCO on 140 countries over the 1980–2010.

Keywords: *production functions, institutions, infrastructure, resources rents, technological efficiency, SFA, Malmquist index.*

JEL Classification: O47, O57.