

ОТДАЧА ОТ МАСШТАБА ПРОИЗВОДСТВЕННОЙ ФУНКЦИИ И ОБЩЕФАКТОРНАЯ ПРОИЗВОДИТЕЛЬНОСТЬ: ПРИМЕР ПОЛЬШИ И БЕЛАРУСИ

Александр Чубрик*

Резюме

В работе анализируется экономический рост в Польше и Беларуси на основе производственной функции Кобба–Дугласа. Производственная функция оценивается при помощи модели с механизмом корректировки равновесия. Тестирование гипотезы о постоянной отдаче от масштаба производственной функции показало, что для Беларуси эта гипотеза принимается, а для Польши – отклоняется в пользу возрастающей отдачи. Полученные модели производственной функции хорошо специфицированы и по своим характеристикам лучше моделей без включения механизма корректировки равновесия и моделей, построенных на основе предпосылки о постоянной отдаче от масштаба производственной функции. Показано, что при правильной спецификации модели общефакторная производительность (остаток уравнения регрессии) не объясняет экономический рост. Рост объясняется величиной коэффициентов производственной функции, которые зависят от факторов, не входящих в анализ.

Классификация JEL: O39, O41, O47, O52

Ключевые слова: экономический рост, производственная функция, отдача от масштаба

Постоянная отдача от масштаба кажется естественной предпосылкой для создания теории роста.

Роберт Солоу

Три элемента – экстерналии, возрастающая отдача в производстве выпуска и убывающая отдача в производстве новых знаний – вместе дают хорошо специфицированную модель роста с конкурентным равновесием.

Пол Ромер

* Эксперт Исследовательского центра Института приватизации и менеджмента (ИЦ ИПМ), аспирант кафедры теоретической и институциональной экономики экономического факультета Белорусского государственного университета, e-mail: alexander@ipm.by. Автор выражает признательность Игорю Пелипасю (ИЦ ИПМ) за консультации по статье, а также Алексею Белянину (Russian-European Center for Economic Policy, г. Москва, Россия) и Олегу Замулину (Российская экономическая школа, г. Москва, Россия) за участие в обсуждении отдельных аспектов данной работы.

1. ВВЕДЕНИЕ

Начиная с середины 1930-х гг. многие экономисты пытались найти ответ на вопрос, как сделать бедные страны богатыми, а богатые – заставить постоянно увеличивать национальный доход. В процессе «поисков роста» возникло большое количество моделей, его объясняющих. Однако поскольку многие из них были весьма сложными и с трудом поддавались верификации, исследователи экономического роста часто ограничивались либо анализом влияния на рост стилизованных фактов, либо анализом его компонентов на основе производственной функции.

Основой для разложения роста на компоненты чаще всего служит производственная функция Кобба–Дугласа с постоянной отдачей от масштаба. Как правило, при такой спецификации модели основным фактором экономического роста оказывается не объясненный моделью остаток – общефакторная производительность (*TFP*). Следовательно, различия между странами в величине общефакторной производительности объясняют межстрановые различия в темпах роста (см., например, Easterly, Levine (2001)). Однако эти различия объясняются и стилизованными фактами (Barro (1997)). Следовательно, ими же должны быть обусловлены различия между странами в величине *TFP*.

Однако эмпирические исследования роста могут основываться не только на неоклассических моделях¹. Если предпосылка о постоянной отдаче от масштаба производственной функции, на которой основаны такие модели, не соответствует действительности, то выводы о величине ее коэффициентов могут быть поставлены под сомнение. Например, если производственная функция обладает возрастающей отдачей от масштаба, то общефакторная производительность, рассчитанная на основе неоклассической производственной функции, окажется завышенной. То есть при другой спецификации модели различия между странами в темпах роста будут объясняться не общефакторной производительностью, а различиями в отдаче от факторов производства.

Возможность существования возрастающей отдачи от масштаба допускается эндогенными моделями роста. Они основаны на других предпосылках (см. цитаты в начале статьи) и объясняют долгосрочный рост не остатком, а накоплением факторов производства. Однако эмпирические исследования на основе производственной функции ограничиваются применением неоклассических моделей в качестве теоретической базы. Следовательно, их результаты совместимы с «остаточным» объяснением роста и не обязательно являются корректными.

В настоящей работе мы на основе производственной функции проанализируем экономический рост в Польше. Такой выбор объясняется тем, что

¹ Остаток, объясняющий рост в неоклассической модели, не объясняется моделью, а его четкая трактовка отсутствует (остаток называли и «прогрессом в знаниях», и «общефакторной производительностью», и «мерой нашего неведения»). Как правило, он отождествляется с техническим прогрессом, а основной вывод неоклассических моделей роста состоит в том, что в долгосрочном периоде экономический рост объясняется экзогенным (то есть не объясняемым моделью) техническим прогрессом.

Польша – одна из немногих стран с переходной экономикой, для которой оценены компоненты роста и есть сопоставимые данные за период, достаточно продолжительный для оценки производственной функции. Оценка компонентов роста для Польши была сделана на основе производственной функции с постоянной отдачей от масштаба (De Broeck, Koen (2000)), а основной вклад в высокие темпы роста 1990-х гг. приписан общефакторной производительности. Однако предпосылка о постоянной отдаче от масштаба в работе Де Броека и Коэна не была протестирована. В данной работе мы проверим эту гипотезу, а на основе полученной модели производственной функции сделаем оценку компонентов роста и сравним с оценками Де Броека и Коэна.

Работа имеет следующую структуру. Во втором разделе рассмотрены некоторые подходы к моделированию производственной функции и выбрана модель для последующего эконометрического оценивания. В третьем разделе изучаются динамические характеристики польских данных. В четвертом разделе приведены результаты оценивания производственной функции для Польши. В пятом и шестом разделах мы оцениваем производственную функцию для Беларуси и сравниваем полученные результаты с результатами для Польши. Основные выводы представлены в заключении.

2. МОДЕЛЬ И МЕТОДОЛОГИЯ АНАЛИЗА

В теории экономического роста существует несколько направлений. В рамках каждого из них делаются допущения о виде производственной функции. На основе разработок теории экономического роста возникли различные направления его эмпирического анализа. В настоящем разделе мы кратко охарактеризуем теоретические рамки, которые будут применяться для дальнейшего анализа, и основные эмпирические разработки, а также выберем модель производственной функции, которая будет использоваться в работе, и методы ее оценивания.

2.1. Производственная функция Кобба–Дугласа и модель Солоу

Модели роста основываются на наборе предпосылок о поведении индивидов, фирм и функционировании рынков. Предпосылки неоклассической модели следующие (см. Barro, Sala-i-Martin (2001); Solow (1956)):

1. Существует единственный (композитный) продукт – выпуск. То есть выпуск и доход совпадают.
2. Часть выпуска в каждый данный момент времени потребляется, остаток сберегается и инвестируется. Инвестиции равны сбережениям.
3. Запас капитала представляет собой накопленный композитный продукт. Чистый прирост капитала равен разности между инвестированной частью выпуска и ежегодно выбывающим капиталом.
4. Выпуск производится при помощи двух факторов производства – капитала и труда (услуг, предоставляемых домохозяйствами).
5. Производственная функция имеет вид:

$$Y = f(K, L), \quad (1)$$

где Y – выпуск; K – капитал; L – труд. Отдача от масштаба производственной функции является убывающей по каждому фактору производства и постоянной по обоим факторам, то есть увеличение использования обоих факторов приводит к увеличению выпуска на такую же величину:

$$nY = f(nK, nL). \quad (2)$$

Наиболее удобной для анализа функцией, удовлетворяющей этим предпосылкам, является производственная функция Кобба–Дугласа (с постоянной отдачей от масштаба)². Она имеет вид:

$$Y = AK^\alpha L^{1-\alpha}, \quad (3)$$

где A – параметр, характеризующий уровень технологии; α – коэффициент, характеризующий вклад роста капитала в рост выпуска; $(1 - \alpha)$ – вклад труда. То есть α и $(1 - \alpha)$ являются долями факторов. Функция такого вида удобна для оценивания, так как ее легко привести к линейному виду, прологарифмировав Y , K и L :

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln K + (1 - \alpha) \ln L, \quad (4)$$

где $\ln Y$, $\ln A$, $\ln K$ и $\ln L$ – натуральные логарифмы соответствующих показателей. Такая форма записи производственной функции позволяет показать, почему α и $(1 - \alpha)$ – это доли факторов.

Модель Солоу (Solow (1956; 1957)) была построена на основе рассмотренных предпосылок с использованием функции Кобба–Дугласа. Основные выводы этой модели и производных от нее неоклассических моделей роста следующие. Во-первых, при отсутствии технического прогресса выпуск на душу населения постоянен, а темпы роста уровня выпуска (и капитала, поскольку сбережения, а значит, инвестиции составляют постоянную долю выпуска) совпадают с темпами роста населения. Долгосрочный экономический рост возможен только при существовании технического прогресса, который является экзогенным.

В большинстве эмпирических исследований за теоретическую основу берется модель Солоу. Предполагается, что производственная функция обладает постоянной отдачей от масштаба. При этом она оценивается не из уравнения (4), а из уравнения (5):

$$\ln y = \ln A + \alpha \ln k, \quad (5)$$

где $y = Y/L$, $k = K/L$.

² В данной работе мы не будем рассматривать другие типы производственных функций, удовлетворяющие сформулированным предпосылкам и демонстрирующие постоянную отдачу от масштаба.

Константа A часто трактуется как параметр, характеризующий уровень развития технологии, а остаток, не объясняемый моделью, – как мера технического прогресса. Тогда под техническим прогрессом понимают темпы прироста параметра A , то есть:

$$\Delta A/A = \Delta Y/Y - \alpha \Delta K/K - (1-\alpha)\Delta L/L.$$

Однако это не означает, что коэффициент a производственной функции оценивается из уравнения в приростах. Он оценивается из уравнения вида (5), а темпы технического прогресса рассчитываются на основе этого коэффициента. Не объясненный накоплением факторов остаток $\Delta A/A$ – это общефакторная производительность (*TFP*). Результаты многих эмпирических исследований экономического роста свидетельствуют о том, что различия между странами в темпах роста в значительной степени (на 58–94%, см. Easterly, Levine (2001)) объясняются различиями в *TFP*. Таким образом, в результате применения модели Солоу в эмпирическом анализе долгосрочный рост в отдельной стране и различия в темпах роста между странами стали объясняться остатком регрессии.

2.2. Производственная функция с возрастающей отдачей от масштаба

Вывод о том, что общефакторная производительность является основным фактором экономического роста, может быть оспорен в силу ряда причин. Большинство существующих замечаний касается точности оценки технического прогресса. Во-первых, неточности могут быть допущены уже на уровне используемых данных. Как правило, исследователи предлагают исходить из дезагрегированных показателей труда и капитала (см., например, Young (1995); Vasu, Fernald (1997); Barro, Sala-i-Martin (2001) и Chumacero, Fuentes (2002)). Это позволяет учесть повышение качества факторов производства и избежать завышения вклада технического прогресса в экономический рост. Во-вторых, поскольку накопление капитала происходит быстрее в тех странах, где технология развивается более быстрыми темпами, то оно отчасти обусловлено техническим прогрессом, то есть оценки технического прогресса являются заниженными, а вклада фактора «капитал» – завышенными (см., например, Gomulka, Schaffer (2000)).

Еще одна причина, по которой мы можем не согласиться с этим выводом, – это спорность предпосылки о постоянной отдаче от масштаба производственной функции. Работы Ромера (Romer (1986)) и Лукаса (Lukas (1988))³ положили начало новой теории экономического роста. В ней допускалась возможность роста выпуска в долгосрочном периоде постоянными (или даже возрас-

³ Новые модели роста базировались на более ранних работах Эрроу (Arrow (1962)), Шешински (Sheshinski (1967)) и Узавы (Uzawa (1965)); см. Barro, Sala-i-Martin (2001). Идеи, которые привели к их появлению, возникли еще раньше. Например, с середины 1990-х гг. концепция созидательного разрушения Шумпетера часто берется за основу объяснения процесса экономического роста.

тающими) темпами, причем эта возможность следовала из предпосылок модели и вида производственной функции. Новые теории отказались от предпосылок об экзогенности технического прогресса и о постоянной отдаче от масштаба производственной функции.

Вначале эндогенные модели роста основывались на идее о том, что технология (знания) является общественным благом (Romer (1996))⁴. Поскольку технический прогресс – это результат накопления знаний, а знания, во-первых, дают монопольную власть фирме-новатору, а, во-вторых, их накопление сопровождается положительным внешним эффектом, – технология улучшается у всех фирм в экономике. Если рассматривать модель экономики, в которой есть два сектора (производства знаний и производства выпуска), то отдача в первом секторе будет убывающей, а во втором – возрастающей. Следовательно, возрастающей будет и отдача от масштаба производственной функции (Romer (1986))⁵.

Из этого следует, что в экономике, где накоплено больше знаний (в широком смысле этого слова, то есть в экономике с высоким уровнем технологии и хорошо развитыми институтами), отдача на инвестиции будет выше, а инвестирование будет осуществляться более быстрыми темпами. Поэтому величина коэффициента при переменной K в производственной функции будет больше, чем в неоклассической модели с предположением о постоянной отдаче от масштаба⁶. Это означает, что отдача от масштаба производственной функции может быть возрастающей. Тогда производственную функцию можно представить как функцию Кобба–Дугласа вида:

$$Y = AK^{\alpha}L^{\beta}, \quad (6)$$

где $\alpha_{\text{(уравнение (6))}} > \alpha_{\text{(уравнение (3))}$.

Кроме того, по мере развития экономики растет квалификация работников, то есть качество фактора «труд» повышается. Если не проводить коррек-

⁴ «Новые теоретики роста» понимают технологию иначе. Они выделяют два разных вида факторов производства: «идеи» и «вещи», позволяющие им объяснить процесс экономического роста. Идеи используются для изменения вещей, то есть экономический рост происходит вследствие изобретения новых «рецептов» и преобразования вещей в более ценные (Romer (1996)).

⁵ Истерли (Easterly (2002)) рассматривает три источника возрастающей отдачи: утечка знаний (knowledge leaks), «притяжение» квалифицированных работников друг к другу (matches of skills) и ловушки нищеты (poverty traps). Утечка знаний приводит к тому, что новшества повышают производительность во всей экономике, а не только в фирме-новаторе. То, что квалифицированные работники «притягиваются» (работают вместе или в одном и том же месте), позволяет им дополнять друг друга. Это повышает производительность каждого из них. Ловушки нищеты связаны с тем, что в бедных странах исходный уровень развития технологии и знаний низок, следовательно, у населения этих стран нет стимулов для инвестирования, поскольку отдача на их инвестиции будет чрезвычайно низкой. Напротив, богатые страны имеют больше шансов получить высокую отдачу на инвестиции, поскольку технология и знания в них развиты.

⁶ А накопление физического капитала будет частично объясняться уровнем развития экономики (Gomulka, Schaffer (2000)).

тировок, связанных с улучшением его качества, то коэффициент b производственной функции будет больше, чем $(1 - \alpha)$:

$$\beta = (1 - \alpha)(\Delta E/\Delta L + 1),$$

где ΔE характеризует повышение эффективности работника или человеко-часа; $\Delta E, \Delta L = \text{const} > 0$. Таким образом, сумма коэффициентов α и β в уравнении (6) будет больше единицы.

2.3. Эмпирические исследования экономического роста

Эмпирические исследования 1990-х гг. (после появления новой теории) продолжали осуществлять разложение роста на компоненты с использованием неоклассической модели роста. В них по-прежнему много внимания уделялось роли *TFP* в объяснении роста (Chumacero, Fuentes (2002); De Broek, Koen (2000)). Как правило, такие исследования проводились для отдельно взятых стран, реже – для панелей или кросс-секций.

Другое направление эмпирических исследований 1990-х гг. основывается на теоретических разработках политэкономии роста. В этих исследованиях различия в темпах роста между странами объясняются рядом показателей (политико-институциональных переменных), характеризующих качество экономической политики, уровень развития человеческого капитала и качество институтов (они могут измеряться при помощи индексов экономической свободы, реформ, коррупции и пр.). В таких исследованиях анализируются панели или кросс-секции стран (Alesina (1997); Varro (1997); Чубрик, Ракова, Пелипась (2002)).

В эмпирических работах на стыке политэкономии роста и неоклассической теории путем включения в регрессионные модели политико-институциональных переменных и стартовых условий проверяется существование условной и безусловной конвергенции. Существование безусловной конвергенции обычно не подтверждается, однако это, по мнению авторов, не опровергает выводов неоклассической теории, поскольку каждая страна стремится к *своему собственному* стационарному состоянию, которое зависит от стартовых условий, то есть существует условная конвергенция (см. например Varro (1997); Varro, Sala-i-Martin (2001)). Следовательно, неявно предполагается, что производственная функция в каждой стране обладает свойством постоянной отдачи от масштаба.

Таким образом, различия в темпах роста объясняются либо политико-институциональными переменными, либо различиями в общефакторной производительности. Однако можно утверждать, что страны, в которых экономика «описывается» производственной функцией с высокой отдачей от масштаба, «растут» быстрее, чем страны, где отдача от масштаба производственной функции ниже. Иными словами, высокая *TFP* и высокая отдача от масштаба означают одно и то же. Общефакторная производительность рассчитывается на основе производственной функции исходя из предпосылки о постоянной отдаче от масштаба. Однако такая спецификация является некорректной, если

отдача от масштаба производственной функции – возрастающая. Следовательно, тестирование суммы коэффициентов производственной функции на равенство единице обязательно. Тогда величина коэффициентов α и β будет показывать эффективность инвестирования в экономику и объяснять рост выпуска. Если мы принимаем гипотезу о постоянной отдаче от масштаба, существует риск неправильной спецификации производственной функции и неверных выводов о факторах экономического роста.

2.4. Модель эндогенного роста

Рассмотрим модель эндогенного роста, представленную в работе Алесины и Родрик (Alesina, Rodrik (1994)). Пусть экономика описывается производственной функцией, которая имеет вид:

$$Y = AK^\alpha G^{1-\alpha} L^{1-\alpha}, \quad (7)$$

где Y – выпуск; K – запас капитала; G – государственные расходы; L – занятость. Предположим, что предложение труда неэластично ($L = \text{const}$; например, $L = 1$), а госрасходы есть функция от капитала (при условии сбалансированности бюджета), то есть:

$$G = \tau K, \quad (8)$$

где τ – ставка налога. Тогда (7) можно представить как:

$$Y = A\tau^{1-\alpha} KL^{1-\alpha}, \quad (9)$$

то есть отдача производственной функции от масштаба возрастающая, по фактору «капитал» – постоянная, а по τ и L – убывающая⁷.

Учитывая, что предложение труда неэластично, а отдача производственной функции по K постоянна, темпы роста выпуска зависят только от величины t . Очевидно, что максимальные темпы роста выпуска достигаются при максимальной отдаче на капитал после уплаты налога, то есть когда $(MPK - t) \rightarrow \text{max}$, поскольку в такой ситуации темпы накопления капитала будут наибольшими. $MPK = \alpha A t^{1-\alpha}$, следовательно, условием максимизации чистой отдачи (и темпов роста выпуска) будет:

⁷ В такой производственной функции от величины τ зависит производительность (а значит, и доход) каждого работника. Исходя из предпосылки о совершенной конкуренции, доход фактора равен его предельному продукту, то есть $MPL = (1-\alpha)A\tau^{1-\alpha}K$, причем, чем больше τ , тем выше уровень дохода, но меньше темпы его роста. Следовательно, госрасходы можно трактовать как трудосберегающий технический прогресс в модели Солоу с производственной функцией вида $Y = AK^\alpha (LE)^{1-\alpha}$, где E – мера трудосберегающего технического прогресса. Важно, чтобы производственная функция могла обладать возрастающей отдачей от масштаба и чтобы в такой модели существовало равновесие (стационарное состояние).

$$(\alpha A \tau^{1-\alpha} - \tau)' = 0, \text{ то есть } \alpha (1 - \alpha) A \tau^{1-\alpha} - 1 = 0.$$

Тогда оптимальная величина ставки налога равна:

$$\tau^* = (\alpha (1 - \alpha) A)^{1/\alpha}. \quad (10)$$

Если $\tau > \tau^*$, то темпы роста ниже максимально возможных, поскольку чем выше ставка налога, тем меньше отдача от инвестиций, желание фирм инвестировать и, соответственно, темпы накопления капитала.

Такая модель позволяет увидеть, что при нулевой ставке налога отдача от масштаба производственной функции постоянная, а по капиталу – убывающая. Кроме того, ставка налога может быть слишком высокой или слишком низкой (отдача производственной функции от масштаба меньше, чем могла бы быть): по мере роста ставки налога темпы роста выпуска сначала увеличиваются, затем уменьшаются. Вместо государственных расходов мы могли бы включить в модель, например, расходы фирмы на получение новых знаний (повышение квалификации сотрудников, изменение системы менеджмента и т.п.), представленные как доля капитальных расходов (то есть по аналогии с (8)). Таким образом, рассмотренная модель дает теоретические рамки для дальнейшего эмпирического анализа.

2.5. Спецификация модели

Алгоритм оценивания производственной функции Кобба–Дугласа следующий. Вначале данные по выпуску, капиталу и труду логарифмируются. Это позволяет оценивать производственную функцию при помощи линейного уравнения регрессии. Затем (как правило) строится уравнение вида (5), то есть исходя из предположения о постоянной отдаче от масштаба. После этого рассчитывается вклад *TFP* в экономический рост из уравнения:

$$TFP = \Delta Y/Y - \alpha \Delta K/K - (1 - \alpha) \Delta L/L. \quad (11)$$

То есть *TFP* представляет собой остаток, который не объясняется накоплением труда и капитала.

Оценивание производственной функции в уровнях (из линеаризованного уравнения вида (6)) правомерно только в двух случаях:

- 1) выпуск, труд и капитал являются стационарными (стационарными вокруг тренда) переменными. Если это не так, то:
- 2) между переменными Y , L и K должна существовать долгосрочная связь, иначе полученная зависимость может быть ложной регрессией.

Для большинства стран эти переменные являются нестационарными (Senhaji (2000)). Следовательно, для корректности выводов о долях факторов необходимо существование между переменными Y , K и L долгосрочной связи. Если долгосрочная связь существует, то уравнение в приростах будет неправильно специфицировано из-за пропущенных переменных, так как в него

не будет включен механизм корректировки равновесия, который должен существовать при наличии долгосрочной связи между Y , K и L .

Предпосылка о постоянной отдаче от масштаба должна тестироваться в силу следующих причин. Обычно коэффициент α уравнения (3) оценивается из регрессии вида:

$$\ln y_t = \hat{\alpha} \ln k_t + \varepsilon_t, \quad (12)$$

где $\hat{\alpha}$ – оценка коэффициента α ; ε_t – остатки уравнения регрессии. Однако если отдача от масштаба производственной функции не окажется постоянной, то $\hat{\alpha}$ будет плохой оценкой α (так как $\alpha + \beta \neq 1$, то $Y/L = A(K/L)^\alpha L^{\beta-(1-\alpha)\theta}$). Следовательно, оценивать производственную функцию из (5) можно только тогда, когда тестирование покажет, что сумма оценок коэффициентов производственной функции окажется равной единице ($\hat{\alpha} + \hat{\beta} = 1$). Таким образом, при оценке производственной функции должны тестироваться две гипотезы: о постоянной отдаче от масштаба и о существовании долгосрочной связи между выпуском, трудом и капиталом.

Вначале мы оценим производственную функцию из уравнений вида (4) и (5). Затем протестируем гипотезу о равенстве единице суммы коэффициентов из уравнения (4). После этого проверим существование долгосрочной связи между переменными в уравнении (4).

Для тестирования гипотезы о существовании долгосрочной связи между переменными производственной функции мы воспользуемся обусловленной моделью. В нашем случае такая модель будет иметь вид:

$$\Delta Y_t = A + \gamma \ln Y_{t-1} + \mu \ln K_{t-1} + \eta \ln L_{t-1} + \sum_{i=1}^k \omega_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k \alpha_i \Delta K_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_i \Delta L_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (13)$$

где $\Delta Y = Y_t - Y_{t-1}$; A – константа; $\ln Y_{t-1}$, $\ln K_{t-1}$ и $\ln L_{t-1}$ – натуральные логарифмы уровней соответствующих переменных, взятые с лагом 1; ΔY_{t-i} , ΔK_{t-i} и ΔL_{t-i} – объясняющие переменные; ε_t – остатки регрессии; γ , μ , η , ω , α и β – коэффициенты регрессии. Данный метод предполагает предварительное тестирование переменных на слабую экзогенность. Однако мы примем предпосылку о слабой экзогенности K и L без тестирования, поскольку рассмотрение системы уравнений (в случае существования нескольких эндогенных переменных) выходит за рамки подхода с позиций производственной функции и вряд ли приемлемо для рядов длиной всего 20 наблюдений.

Если после редуцирования модели коэффициент γ при переменной $\ln Y_{t-1}$ оказывается отрицательным и значимым, это означает наличие долгосрочной связи между переменными Y , L и K . Для того чтобы от обусловленной модели вида (13) перейти к оценке производственной функции при помощи уравнения в приростах (первых логарифмических разностях), нужно включить в него механизм корректировки равновесия (equilibrium correction mechanism, *ECM*). Для определения *ECM* коэффициенты A , γ , μ и η из уравнения (13) нормализуются на γ , то есть:

$$ECM = A / \gamma + \gamma / \gamma \ln Y + \mu / \gamma \ln K + h / \gamma \ln L. \quad (14)$$

Этот вектор описывает механизм восстановления равновесия, если выпуск отклоняется от равновесной траектории.

Итоговое уравнение производственной функции, которым можно воспользоваться для оценки компонентов роста, будет иметь вид:

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^k \omega_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k \alpha_i \Delta K_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_i \Delta L_{t-i} + \gamma ECM_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (15)$$

Если в результате редуцирования обусловленной модели окажется, что $k = 0$, выражение (15) примет вид:

$$\Delta Y_t = \alpha \Delta K_t + \beta \Delta L_t + \gamma ECM_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (16)$$

где α и β – оценки коэффициентов производственной функции вида (5) или доли факторов «капитал» и «труд» соответственно.

3. ПОЛЬША: ДАННЫЕ

3.1. Динамические характеристики данных

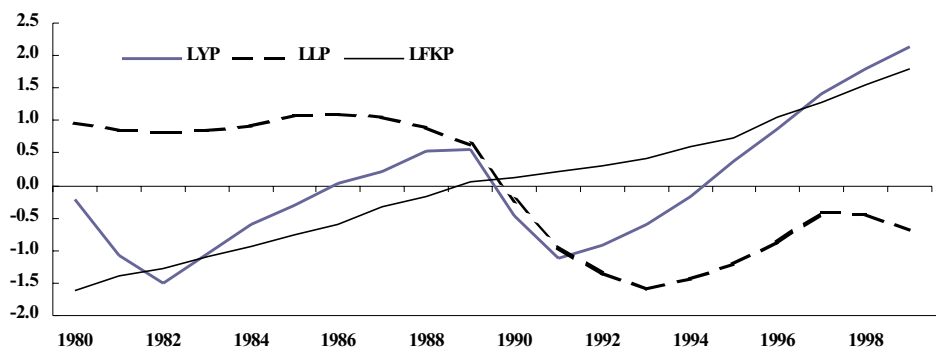
Для оценки производственной функции в работе использованы годовые данные Центрального статистического управления Польши (Central Statistical Office) за период с 1980 по 1999 гг. по следующим показателям:

- валовой внутренний продукт в ценах 1985 г. (переменная *LYP*),
- основные фонды в ценах 1985 г. (переменная *LFKP*) и
- занятость (переменная *LP*).

На рис. 1 представлена динамика нормализованных значений логарифмов этих показателей.

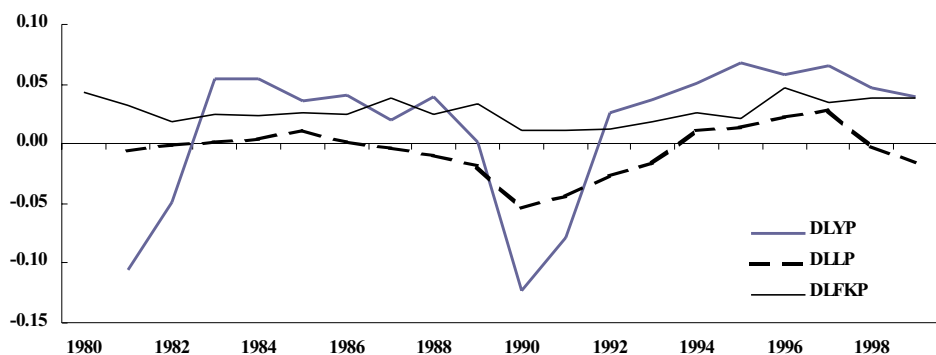
Накопление капитала продолжалось во время рецессий начала 1980-х и начала 1990-х гг. Рост капитала в начале 1980-х гг., по-видимому, связан с избыточностью фактора «труд», отмечаемой многими исследователями (например, De Vroek, Koen (2000)). С начала 1990-х гг. по 1995 г. темпы роста капитала замедлились, однако его накопление продолжалось. После 1995 г. Польше удалось существенно увеличить приток прямых иностранных инвестиций, и темпы накопления капитала снова увеличились.

В 1988–1993 гг. происходило снижение занятости (возможно, вследствие избытка фактора «труд»). Динамика занятости похожа на динамику выпуска – два периода спада, сменяющиеся ростом. Однако спад выпуска и снижение занятости происходили после дефолта 1980 г. и в период трансформационной рецессии. Вероятно, тестирование этих рядов на единичный корень не позволит сделать корректные выводы о порядке интегрированности, так как они являются короткими рядами и охватывают два шока.



Источник: расчеты автора по данным Центрального статистического управления Польши.

Рис. 1. Динамика ВВП, занятости и основных фондов в Польше (нормализованные значения логарифмов переменных)



Источник: расчеты автора по данным Центрального статистического управления Польши.

Рис. 2. Динамика приростов ВВП, занятости и основных фондов в Польше

Динамика первых логарифмических разностей анализируемых переменных представлена на рис. 2. Расширенный тест Дики–Фуллера показал, что первые разности всех переменных являются стационарными (табл. 1). Исходя из этого, для дальнейшего анализа мы примем предположку, что переменные *LYP*, *LFKP* и труд *LLP* интегрированы с порядком 1.

Таблица 1

ADF-тест для первых логарифмических разностей переменных *LYP*, *DLFKP* и *DLLP*

Переменная	ADF-статистика	5% критическое значение	Спецификация	
			Приросты переменной	Константа/тренд
<i>DLYP</i>	-2.44	-1.96	-	-
<i>DLFKP</i>	-3.45	-3.02	-	Константа
<i>DLLP</i>	-2.09	-1.96	лаг = 1	-

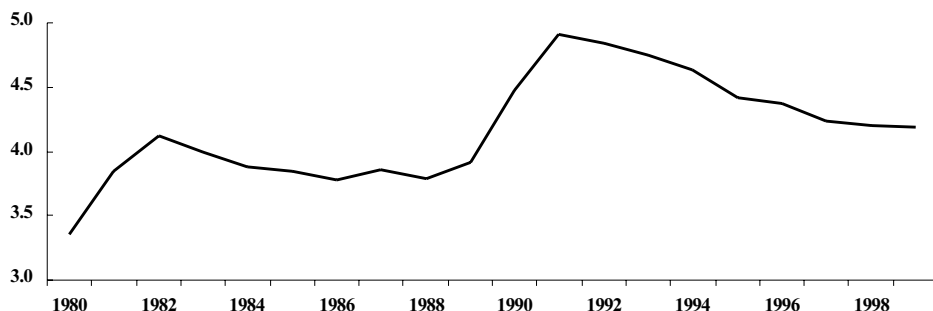
3.2. Данные и отдача производственной функции от масштаба

Функция Кобба–Дугласа с постоянной отдачей от масштаба обладает следующим свойством: по мере роста капитала возрастает соотношение «капитал/выпуск»:

$$(K + dK/dt) / (Y + dY/dt) = (K + dK/dt) / (Y + \alpha dK/dt + \beta dL/dt). \quad (17)$$

Поскольку труд, как правило, растет медленнее капитала ($dL/dt < dK/dt$), а величина коэффициента $\alpha < 1$, то выражение (17) возрастает по t .

Если данное соотношение снижается с течением времени, то это свидетельствует о возрастающей отдаче от масштаба производственной функции, то есть о том, что $\alpha + \beta > 1$, а при $dL/dt \rightarrow 0$ – что $\alpha > 1$ (из (17)).



Источник: расчеты автора по данным Центрального статистического управления Польши.

Рис. 3. Динамика соотношения «капитал/выпуск» в Польше

На рис. 3 представлена динамика соотношения «капитал/выпуск» в Польше в 1980–1999 гг. В периоды увеличения K/Y сокращалась занятость, то есть βdL оказывалось меньше нуля и по абсолютному значению больше $(1 - \alpha)dK$. Таким образом, производственная функция в Польше (если она существует) будет обладать свойством возрастающей отдачей от масштаба.

4. ПОЛЬША: РЕЗУЛЬТАТЫ

4.1. Анализ наличия долгосрочной связи на основе обусловленной модели

Из-за малого количества наблюдений (20) и низкочастотности выборки (годовые данные) при построении модели была взята длина лага, равная единице (при логарифмах уровней переменных). Также в модель была включена константа; тренд оказался незначимым и был исключен из спецификации. Итоговое уравнение регрессии для обусловленной модели вида (13) имеет вид:

$$DLYP_t = 1.4DLFKP_t + 2.1DLLP_t - 0.8LYP_{t-1} + 1.0LFKP_{t-1} + 1.2LLP_{t-1} - 14.0. \quad (18)$$

(1.31) (4.80) (-5.17) (6.02) (4.67) (-4.65)

Характеристики модели: отсутствует автокорреляция 1–2 порядков, отсутствует авторегрессионная условная гетероскедастичность, остатки имеют нормальное распределение, модель имеет линейную спецификацию. Коэффициент при LYP_{t-1} значим на 1%-м уровне и имеет правильный знак (-), то есть между переменными существует долгосрочная связь. Вектор механизма корректировки равновесия описывается уравнением:

$$ECM_t = LYP_t - 1.2LFKP_t - 1.4LLP_t + 17.4 \quad (19)$$

и представлен на рис. 4.

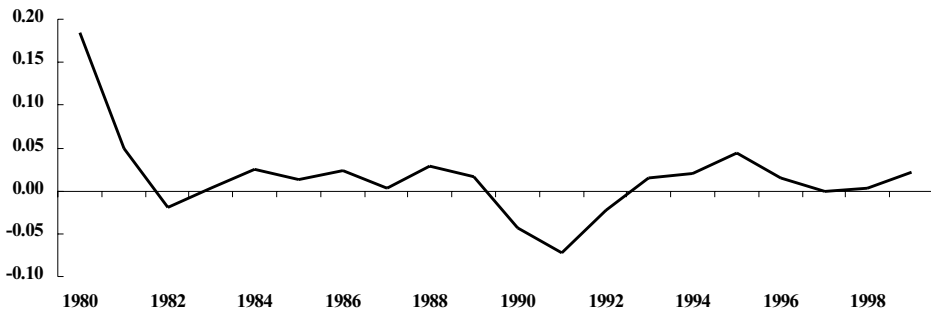


Рис. 4. Механизм корректировки равновесия

Данный ряд является стационарным (ADF -статистика равна -3.48 , значима на 1%-м уровне). Заменяв соответствующую часть уравнения (18) на механизм корректировки равновесия (уравнение (19)), получим:

$$DLYP_t = 1.4DLFKP_t + 2.1DLLP_t - 0.8ECM_{t-1}. \quad (20)$$

(7.41) (8.56) (-7.34)

Данная модель также обладает хорошими характеристиками.

4.2. Спецификация модели производственной функции

Поскольку между переменными «выпуск», «капитал» и «труд» существует долгосрочная связь, простая регрессия в уровнях вида (4) не является ложной. То есть можно проверить результаты исследования Де Броека и Коэна, которые исходили именно из такого вида производственной функции при разложении польского роста на компоненты.

Уравнение вида (4), построенное для 20 наблюдений, имеет вид:

$$LYP_t = -17.3 + 1.09LFKP_t + 1.53LLP_t \quad (21)$$

(-266)
(9.88)
(5.91)

Уравнение, построенное исходя из допущения о постоянной отдаче от масштаба (вида (5)), следующее:

$$lyp_t = -1.1 + 0.65lfkp_t \quad (21)$$

(-13.1)
(7.95)

где прописными буквами обозначается выпуск и капитал на одного занятого. Характеристики уравнений (21) и (22) представлены в табл. 2.

Таблица 2

Характеристики регрессий для производственной функции

	Уравнение (21)	Уравнение (22)
Автокорреляция 1–2 порядков	Нет	Присутствует (на 1%-м уровне)
ARCH-эффект	Нет	Нет
Нормальность остатков	Нет	Есть
Гетероскедастичность	Нет	Нет
Спецификация (<i>RESET</i> -тест)	Линейная	Нелинейная (5%)

Уравнение (22) является плохо специфицированным, так как в нем присутствует автокорреляция остатков, а *RESET*-тест свидетельствует о том, что модель должна быть специфицирована как нелинейная. В уравнении (21) есть проблемы с нормальностью остатков, однако они имеют менее серьезные последствия для результатов анализа, чем в уравнении (22). Это говорит о том, что если для разложения роста на компоненты применять модель типа (4), а не (5), то это даст более корректные результаты.

Тест Вальда для уравнения (21) свидетельствует о том, что сумма коэффициентов производственной функции ($\alpha = 1.09 + \beta = 1.53$) значительно больше единицы⁸. Это не дает возможности переходить к спецификации (22), которая предполагает существование постоянной отдачи от масштаба. Таким образом, модель производственной функции, использованная в работе De Broeck,

⁸ Такой же результат тестирования уравнения (20) (для $\alpha = 1.4$, $\beta = 1$ сумма α и β значительно больше единицы).

Коеп (2000), не может быть применена для разложения роста на компоненты, поскольку неправильно специфицирована.

4.3. Отдача от масштаба производственной функции

Поскольку тестирование показало, что сумма коэффициентов производственной функции (в уравнениях (20) и (21)) больше единицы, то производственная функция в Польше обладает свойством возрастающей отдачи от масштаба. Кроме того, мы выяснили, что между переменными производственной функции существует долгосрочная связь, то есть при отклонении выпуска от равновесной траектории, обусловленной динамикой труда и капитала, существует механизм, восстанавливающий равновесие. Существование такого механизма согласуется с теорией, если в теоретической модели существует стационарное состояние (например, как в эндогенной модели, рассмотренной ниже, в разделе 4.4).

4.4. Разложение роста на компоненты

Для разложения роста на компоненты воспользуемся уравнением (20), поскольку оно лучше специфицировано, чем уравнение (21). Общефакторной производительностью (TFP) будут остатки из (20):

$$TFP = DLYP_t - 1.4DLFKP_t - 2.1DLLP_t + 0.8ECM_{t-1}. \quad (23)$$

Мы выбрали именно такой вид общефакторной производительности, поскольку он представляет собой необъясненный остаток. Теоретическая трактовка TFP возможна на основе эмпирических данных. Однако если полученный ряд является стационарным, то трактовать TFP не как случайную величину – это весьма ответственный шаг. Если TFP – это прогресс в знаниях или нечто подобное, то ее величина должна быть положительной в долгосрочном периоде. Однако даже для США TFP в 1973–1981 гг. была отрицательной (Denison (1983)). Маловероятно, что в это время произошел регресс в знаниях – скорее, это было обусловлено случайными событиями, о которых теория не говорит ничего определенного.

Таблица 3

Общефакторная производительность, 1981–1999 гг.

Среднее за период	TFP (1)	TFP (2)	TFP (3)
1981–1984 (4 года)	-4.5	-2.0	-0.3
1985–1989 (5 лет)	-0.9	2.4	1.0
1990–1994 (5 лет)	1.7	-0.9	-0.4
1995–1999 (5 лет)	-1.9	4.7	-0.3
1981–1999 (19 лет)	-1.2	0.8	0.0

Примечания:

1) TFP (1) = $DLYP_t - 1.4DLFKP_t - 1DLLP_t$ (остатки из уравнения (21) + ECM_{t-1}).

2) TFP (2) = $DLYP_t - 0.65DLFKP_t - 0.35DLLP_t$ (рассчитаны на основе коэффициентов из уравнения (22), то есть для производственной функции с постоянной отдачей от масштаба).

3) $TFP(3) = DLYP_t - 1.4DLFKP_t - 1DLLP_t + 0.8ECM_{t-1}$ (остатки из уравнения (21)).

4) Все данные рассчитаны как среднее геометрическое за период и приведены в процентах.

Источник: расчеты автора.

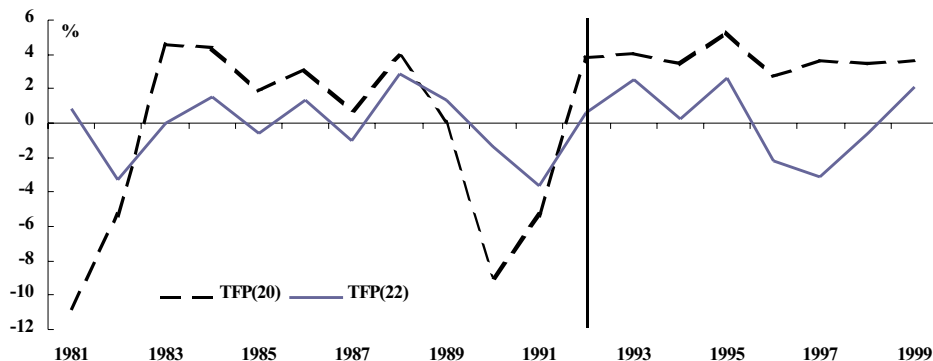
В польской экономике, которая в рассматриваемом периоде была нестабильной, общефакторная производительность, рассчитанная традиционным способом ($TFP(2)$ из табл. 3), была отрицательной в периоды спада и положительной в периоды роста. На основе этих данных был сделан вывод Де Броека и Коэна о том, что высокие темпы роста в Польше – «парящем орле»⁹ – объясняются высокой общефакторной производительностью. Однако при правильной спецификации модели ($TFP(3)$) абсолютное значение общефакторной производительности не превышало 1% в среднем за год по пятилетним интервалам, а за 19 лет оказалось равным нулю. То есть TFP – это остаток, который не объясняется и ничего не объясняет. Напротив, механизм корректировки равновесия должен рассматриваться как один из компонентов роста, поэтому важно предложить его теоретическую трактовку. (Например, в эндогенной модели роста, рассмотренной в разделе 2.5, ставка налога действует как встроенный стабилизатор, замедляя или ускоряя темпы роста при отклонении выпуска от равновесной траектории.) Однако для этого требуется разработка теоретических моделей, основанных на большем количестве эмпирических исследований более стабильных экономик, чем польская.

На рис. 5 представлена динамика TFP , рассчитанной на основе уравнений (20) и (22) ($TFP(20)$ и $TFP(22)$ соответственно). Если следовать выводам, основанным на модели (22), то рост 1992–1999 гг. (5% в среднем за год) на 71.4% объяснялся общефакторной производительностью (3.8% в среднем за год). В соответствии с нашей моделью TFP в этот период составляла 0.3% в год, то есть объясняла всего 4.4% роста (менее двух стандартных ошибок регрессии (20)). Вклад накопления капитала за этот период в соответствии с моделью Де Броека и Коэна был существенно меньше, чем по данным нашей модели (19.1% по сравнению с 84.2%).

Однако это ни в коем случае не означает, что рост *объясняется* накоплением капитала самим по себе, то есть что дополнительные инвестиции – это источник роста. На наш взгляд, при таком подходе экономический рост объясняется величиной коэффициентов производственной функции. Модель с постоянной отдачей от масштаба ограничивает эффективность вложений в экономику до единицы, и если рост оказывается большим, чем прогнозирует такая модель, то он объясняется «прогрессом в знаниях». Однако эффективность вложений в экономику определяет именно уровень развития знаний (менеджмента, экономической, политической и социальной инфраструктуры, фундаментальных исследований), а также политико-институциональные переменные (верховенство закона, демократизация,

⁹ Название статьи Де Броека и Коэна “The ‘Soaring Eagle’: Anatomy of the Polish Take-off in 1990s” («Парящий орел»: анатомия польского взлета в 1990-е гг.).

экономическая свобода). Другими словами, принимать предпосылку о постоянной отдаче от масштаба без тестирования означает «загонять» эти переменные в остаток. Напротив, если тестировать эту предпосылку и использовать правильно специфицированную модель, то эти переменные будут объяснять величину коэффициентов производственной функции. И тогда можно утверждать, что эти коэффициенты являются сложными функциями множества экономических, политических, институциональных и социальных переменных.



Источник: расчеты автора.

Рис. 5. Общефакторная производительность, 1981–1999 гг.

Таким образом, производственная функция *не* является хорошим инструментом для объяснения роста. Она показывает эффективность функционирования экономики, то есть отдачу от накопления факторов производства, однако ничего не говорит об источниках этой эффективности. Кроме того, коэффициенты производственной функции остаются стабильными только при постоянном прогрессе в знаниях и развитии институтов. Например, если в модели, рассмотренной в разделе 4.4, прекратить выплату налога (что равнозначно прекращению финансирования инфраструктуры), коэффициент при K снизится с 1 до $\alpha < 1$. Анализ экономического роста на основе производственной функции является только первым этапом анализа, за которым должно следовать объяснение факторов эффективности функционирования экономики.

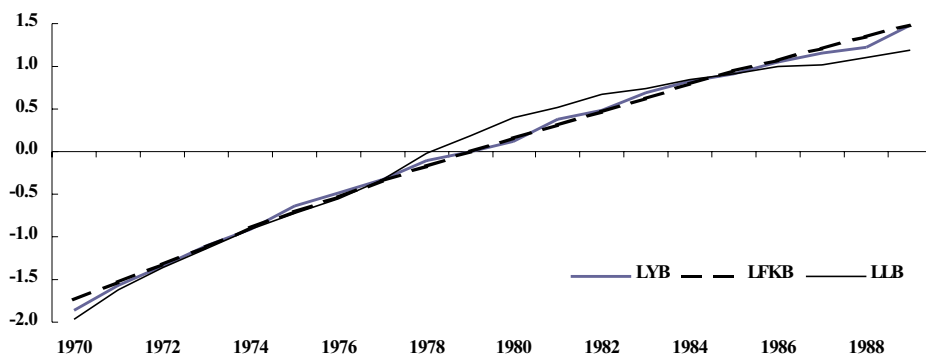
5. БЕЛАРУСЬ: ДАННЫЕ

Белорусские данные по выпуску (ВВП), в отличие от польских, не были ретроспективно пересчитаны. Мы располагаем данными по ВВП с 1990 г. по настоящее время и данными по ЧМП (чистому материальному продукту) за

1970–1989 гг. (Easterly, Fischer (1995)). Как и в случае Польши, это 20 наблюдений. В этом и следующем подразделе мы применим такой же подход к построению производственной функции, как и для Польши, и сравним полученные результаты.

5.1. Динамические характеристики данных

На рис. 6 представлены нормализованные значения логарифмов переменных «выпуск» (*LYB*), «капитал» (*LFKB*) и «труд» (*LLB*). Исходя из небольшой длины ряда, мы также не будем тестировать уровни этих переменных на наличие единичного корня, а исходить из предпосылки об их нестационарности. *ADF*-тест приростов этих переменных показал, что все они интегрированы с порядком 1 (табл. 4). Динамика первых логарифмических разностей переменных *LYB*, *LFKB* и *LLB* приведена на рис. 7.



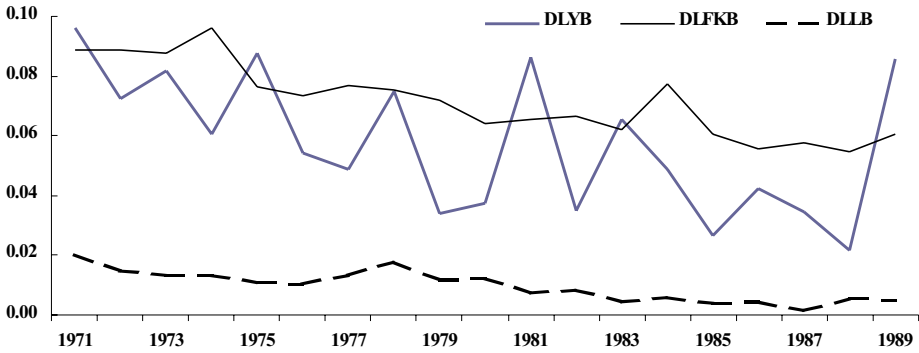
Источник: расчеты автора по данным Easterly and Fischer (1995).

Рис. 6. Динамика ВВП, занятости и основных фондов в Беларуси (нормализованные значения логарифмов переменных)

Таблица 4

ADF-тест для первых логарифмических разностей переменных *LYB*, *LFKB* и *LLB*

Переменная	<i>ADF</i> -статистика	5% критическое значение	Спецификация	
			Приросты переменной	Константа/тренд
<i>DLYB</i>	-5.41	-3.69	-	Константа, тренд
<i>DLFKB</i>	-4.12	-3.67	-	Константа, тренд
<i>DLLB</i>	-2.09	-1.96	-	-

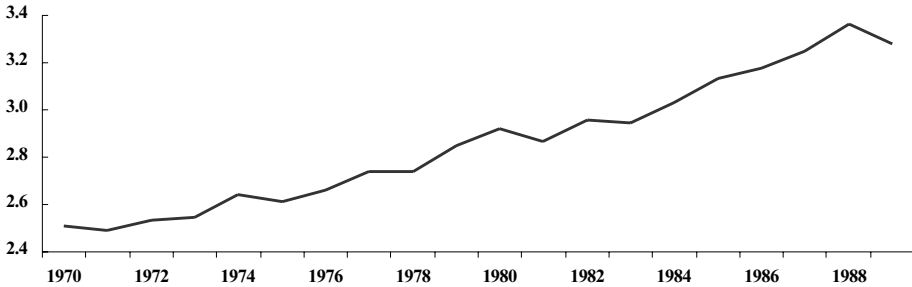


Источник: расчеты автора по данным Easterly and Fischer (1995).

Рис. 7. Динамика приростов ВВП, занятости и основных фондов в Беларуси

5.2. Соотношение «капитал/выпуск» и отдача от масштаба

Следуя рассуждениям, приведенным в разделе 3.2, сделаем предварительные выводы об отдаче от масштаба производственной функции в Беларуси. Динамика соотношения «капитал/выпуск» в Беларуси в 1970–1989 гг. (рис. 8) свидетельствует о том, что отдача от масштаба (в случае существования производственной функции) является постоянной или убывающей.



Источник: расчеты автора по данным Easterly, Fischer (1995).

Рис. 8. Динамика соотношения «капитал/выпуск» в Беларуси

6. БЕЛАРУСЬ: РЕЗУЛЬТАТЫ

6.1. Анализ наличия долгосрочной связи на основе обусловленной модели

Используя спецификацию, аналогичную (18), получим модель:

$$DLYB_t = 0.93DLFKB_t - 0.32DLLB_t - 1.03LYB_{t-1} + 0.63LFKB_{t-1} + 1.18LLB_{t-1} - 6.68, \quad (29)$$

(-1.30)
(-0.22)
(-3.73)
(3.70)
(1.86)
(-1.57)

которая обладает хорошими характеристиками. Значимость коэффициента при LYB_{t-1} на 1%-м уровне и его правильный знак (-) говорит о существовании долгосрочной связи между переменными. Вектор механизма корректировки равновесия рассчитывается из уравнения:

$$ECM_t = LYB_t - 0.61LFBK_t - 1.14LLB_t + 6.47. \tag{30}$$

Ряд ECM (рис. 9) не содержит единичного корня (ADF -статистика равна -3.1 , что соответствует 1%-му уровню значимости).

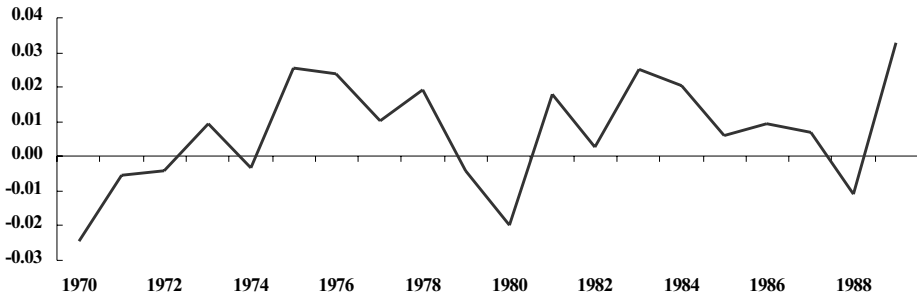


Рис. 9. Механизм корректировки равновесия (Беларусь)

Аналогично (19), при замене соответствующей части уравнения (29) на ECM получим обладающую хорошими характеристиками модель:

$$DLYB_t = 0.93DLFBK_t - 0.32DLLB_t - 1.03ECM_{t-1}. \tag{31}$$

(6.62) (-0.35) (-4.40)

6.2. Спецификация модели производственной функции

Модель производственной функции вида 5 для Беларуси имеет вид:

$$lyb_t = -0.44 + 0.74lfkb_p, \tag{32}$$

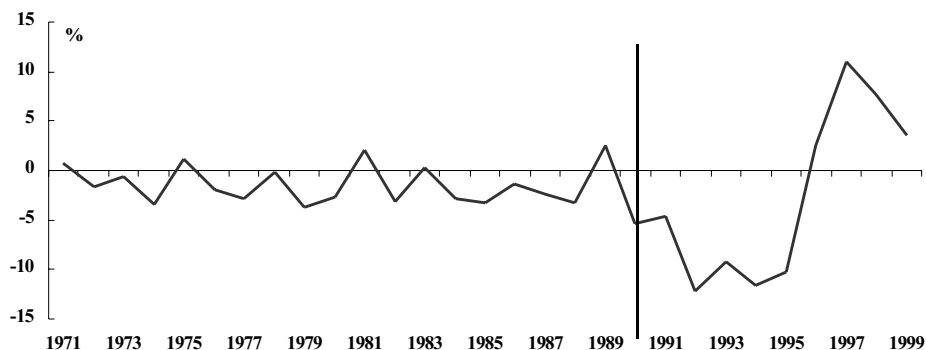
(-16.6) (66.5)

где прописными буквами обозначается выпуск и капитал на одного занятого. Эта модель (как и модель вида (21) для Беларуси) неправильно специфицирована (тест $RESET$ указывает на нелинейную спецификацию). Поэтому для анализа компонентов роста мы будем использовать уравнение (31).

6.3. Отдача от масштаба производственной функции в Беларуси

На основании теста Вальда для уравнения (31) коэффициент α можно принять равным единице, а коэффициент β – равным нулю. Незначимость коэф-

фициента при L может быть связана с тем, что в Беларуси труд был избыточным фактором, однако, в отличие от Польши, занятость в рассматриваемый период не снижалась. Таким образом, производственная функция в Беларуси демонстрировала постоянную отдачу от масштаба; кроме того, отдачу от фактора «капитал» также можно принять постоянной. Как и в случае Польши, для описания белорусского роста больше подходит эндогенная модель роста (например, АК-модель¹⁰), так как в полученной модели существует механизм восстановления равновесия, а в долгосрочном периоде рост обуславливается накоплением капитала.



Источник: расчеты автора.

Рис. 10. Общефакторная производительность (Беларусь), 1971–1999 гг.

Однако данная модель, построенная для экономики БССР, не работает для «постсоветской» Беларуси. В 1990–1995 гг. спад ВВП составил 35%, а основные фонды за это время выросли на 13.8%. С 1996 по 1999 гг. ВВП вырос на 28.3% при росте капитала всего на 1.1%. Кроме того, за период трансформационной рецессии занятость в Беларуси сократилась на 128%, а за 1996–1999 гг. — увеличилась на 0.7%. Если использовать коэффициенты модели (31) для объяснения роста в Беларуси в 1990-е гг., получится, что и спад 1990–1995 гг., и рост 1996–1999 гг. объяснялись общефакторной производительностью (рис. 10). Однако это означает, что или коэффициенты производственной функции изменились, или экономика вообще перестала описываться производственной функцией. Мы снова вернулись к тому, что производственная функция — плохой инструмент для объяснения роста, однако помогает оценить положение дел в экономике с помощью анализа коэффициентов и общефакторной производительности.

¹⁰ Модель производственной функции вида $Y = AK$.

7. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Основные выводы работы следующие.

Для правильной спецификации модели производственной функции необходимо тестирование суммы коэффициентов на равенство единице. Без этого высока вероятность неверных выводов о долях факторов производства.

Если производственная функция оценивается из уравнения в уровнях, то между анализируемыми переменными должна существовать долгосрочная связь.

Если между факторами производства существует долгосрочная связь, то оценивание компонентов роста необходимо осуществлять исходя из модели, учитывающей ее существование (в данной работе это модель с механизмом корректировки равновесия).

Такая спецификация модели показала, что экономический рост в Польше не может быть объяснен общефакторной производительностью. Основной вклад в темпы роста внесло накопление капитала.

Однако рост объясняется не накоплением капитала, а величиной коэффициентов производственной функции. Эти коэффициенты являются сложными функциями множества экономических, политических, институциональных и социальных переменных.

Это говорит о том, что производственная функция не является хорошим инструментом для объяснения роста. Она показывает эффективность функционирования экономики (то есть отдачу от накопления факторов производства), однако ничего не говорит об источниках этой эффективности. Таким образом, анализ экономического роста на основе производственной функции является только первым этапом, за которым должно следовать объяснение факторов эффективности функционирования экономики.

Конечно, выводы, полученные в работе, являются предварительными, поскольку основываются на ряде предпосылок, которые были приняты без тестирования из-за небольшого количества данных. Однако они позволяют формулировать гипотезы при исследовании более высокочастотных рядов и большего количества стран, а также ставят под сомнение некоторые результаты исследований роста.

ЛИТЕРАТУРА

- Истерли В. (2001) В поисках роста, *ЭКОВЕСТ*, 1, 3, 448–465.
- Пелипась И. (2000) Денежная масса и цены в Беларуси: результаты эконометрического анализа, *Квартальный бюллетень Клуба экономистов*, 1, 3, 5–38.
- Пелипась И. (2001) Спрос на деньги и инфляция в Беларуси, *ЭКОВЕСТ*, 1, 1, 6–63.
- Хайек Ф. (1989) Конкуренция как процедура открытия, *Мировая экономика и международные отношения*, 12, 6–14.
- Чубрик А. (2000) Факторы экономического роста в странах с переходной экономикой, *Квартальный бюллетень Клуба экономистов*, 1, 4, 125–145.
- Чубрик А., Ракова Е., Пелипась И. (2002) Экономическая свобода и экономическое благосостояние (отложенные реформы: издержки упущенных возможностей), *ЭКОВЕСТ*, 2, 1, 4–44.

- Alesina, A., Rodrik, D. (1994) Distributive Politics and Endogenous Growth, *Quarterly Journal of Economics*, 109, 465–490.
- Barro, R. (1997) Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study, *HIID Development Discussion Paper*, 579.
- Barro, R., Sala-i-Martin, X. (2001) *Economic Growth*, Cambridge, MIT Press.
- Basu, S., Fernald, J. (1997) Returns to Scale in U.S. Production: Estimates and Implications, *Journal of Political Economy*, 105, 2, 249–283.
- Chumacero, R., Fuentes, J. (2002) On the Determinants of the Chilean Economic Growth, *Central Bank of Chile Working Paper* 134.
- Denisson, E (1983) The Interruption of Productivity Growth in the United States, *Economic Journal*, 93, 369, 56–77.
- De Broek, M., Koen, V. (2000) The «Soaring Eagle»: Anatomy of the Polish Take-off in 1990s, *IMF Working Paper*, WP/00/6.
- Easterly, W. (2002) *The Illusive Quest for Growth: Economists' Adventures and Misadventures in the Tropics*, Cambridge, MIT Press.
- Easterly, W., Levine, R. (2001) *It's not Factor Accumulation! Stylized Facts and Growth Models*, <http://www.worldbank.org/research/growth/images/ppt/styfactsx/>.
- Easterly, W., Fischer, S. (1995) The Soviet Economic Decline, *World Bank Economic Review*, 9, 3, 341–371.
- Ghura, D. (1997) Private Investment and Endogenous Growth: Evidence from Cameroon, *IMF Working Paper*, WP/97/165.
- Gomulka, S., Shaffer, M. (2000) *A New Method of Long-Run Growth Accounting, With Applications to the Soviet Economy 1928–87 and the US Economy 1949–78*.
- Irons, J. (1995) *Assessing the Stability of Aggregate TFP in the United States, 1889–1989*, Massachusetts Institute of Technology, Feb. 3, 1995.
- Romer, P. (1986) Increasing Returns and Long-Run Growth, *Journal of Political Economy*, 94, 5, 1002–1037.
- Romer, P. (1996) Why, Indeed, in America? Theory, History, and Origins of Modern Economic Growth, *American Economic Review*, 86, 2, 202–206.
- Senhaji, A. (2000) Sources of Economic Growth: An Extensive Growth Accounting Exercise, *IMF Staff Paper*, 47, 1.
- Solow, R. (1956) A Contribution to the Theory of Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, 70, 1, 65–94.
- Solow, R. (1957) Technical Change and Aggregate Production Function, *Review of Economics and Statistics*, 39, 2, 312–320.
- Statistical Yearbook of the Republic of Poland* (different issues) Warsaw, Central Statistical Office.
- Young, A. (1995) The Tyranny of Numbers: Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience, *Quarterly Journal of Economics*, 110, 3, 641–680.