

Оценка совокупной факторной производительности: модель пространства состояний

Александра БЕЗБОРОДОВА



Заместитель начальника
Управления исследований
Национального банка

Александр НОВОПОЛЬЦЕВ



Ведущий специалист
Управления исследований
Национального банка

Ключевые слова:

совокупная факторная производительность, производственная функция, модель пространства состояний, ВВП, разрыв ВВП, потенциальный ВВП, капитал, труд.

Совокупная факторная производительность (далее – СФП) является ключевой компонентой в процессе анализа экономического роста. Работа [18] послужила основой для ряда эмпирических исследований, направленных на оценку вклада факторов производства и технологий в экономический рост. Несмотря на существующую критику, методология оценки факторов экономического роста, используемая в данных работах, широко применяется на современном этапе не только в целях декомпозиции экономического роста, но и для объяснения межстрановых отличий в доходах на душу населения. Так, по результатам исследований в данной области можно утверждать, что рост СФП – важный источник экономического развития [1]. Согласно ряду иных исследований СФП объясняет значительную часть межстрановых отличий в доходах на душу населения [9].

В широком понимании СФП – технологический прогресс¹. Данная концепция основана на моделях эндогенного изменения технологий, в которых экономический рост объясняется через эндогенный технологический прогресс [16]. Однако периодически наблюдаемые отрицательные темпы прироста СФП на практике не являются отражением негативного технологического прогресса. В связи с данным фактом был выдвинут ряд иных интерпретаций показателя: сокращение издержек, повышение эффективности [10], внешние эффекты, растущая отда-

ча [14], политика, способствующая внедрению новых технологий [15].

В соответствии с методологией оценки факторов экономического роста (*growth accounting*) СФП рассчитывается как остаток разности темпов роста выпуска и суммы темпов роста капитала и труда, взвешенных на соответствующие эластичности. Таким образом, представленная методология требует корректной предварительной оценки капитала и труда, а также их долей в совокупном выпуске. В случае когда улучшения в качестве труда и капитала не учтены как часть оценки данных факторов, вклад СФП в экономический рост будет завышен. Также следует отметить, что СФП и производственные факторы изменяются сонаправленно. Так, СФП повышает производительность капитала, влияя на его накопление. Таким образом, в данном случае вклад СФП в изменение совокупного выпуска будет занижен, в то время как вклад капитала – завышен.

По причине того, что СФП играет важную роль в процессе анализа экономического роста, был проведен ряд исследований, направленных на выявление наилучшего подхода к оценке факторов производства, что включало рассмотрение подходов к корректировке на качество данных факторов [8] и коэффициент использования [4], а также к совершенствованию методологии определения доли трудовых ресурсов [7], установлению взаимосвязи между накоплением факторов и динамикой СФП [12]. Тем не

¹ В соответствии с литературой, посвященной рассмотрению реального бизнес-цикла, СФП представляет собой технологический шок, который определяет развитие цикла.

менее в большинстве случаев СФП рассчитывалась как остаток модели Солоу, а не как оценка, полученная в рамках построения регрессии, в том числе в работах, основанных на белорусских данных [13; 19; 21].

Предложенная в данной работе модель пространства состояний (SSM), в виде которой формализована производственная функция, позволяет не только оценить динамику ненаблюдаемой переменной – СФП, но и значения параметров производственной функции. Остатки модели, получаемые по итогу произведенных оценок, представляют собой наиболее достоверную меру СФП при сопоставлении с подходом, подразумевающим расчет СФП остаточным способом.

Подходы к оценке СФП

В данном разделе описываются альтернативные подходы к оценке СФП: расчет СФП как остатка производственной функции; подход, основанный на эконометрических оценках; построение модели пространства состояний и оценка на ее основе ненаблюдаемой переменной. При этом рассматриваются две возможные спецификации SSM. Первоначально СФП моделируется как авторегрессионный процесс в соответствии с подходом, отраженным в литературе, посвященной рассмотрению реальных бизнес-циклов (RBC). На втором шаге СФП формализуется как функциональная зависимость от ряда экзогенных переменных и лагов самой переменной.

Оценка СФП как остатка производственной функции. Традиционно оценка факторов экономического роста начинается со спецификации неоклассической производственной функции, которая удовлетворяет условиям Инада² и в соответствии с которой наблюдается положительная уменьшающаяся предельная производительность всех факторов, а также постоянная отдача от масштаба:

$$Y_t = F(K_t, h_t, L_t, Z_t), \quad (1)$$

где Y_t – совокупный выпуск, K_t – капитал, L_t – трудовые ресурсы, h_t – человеческий капитал, Z_t – индекс СФП.

Декомпозиция экономического роста может быть представлена следующим образом:

$$\Delta \ln Y_t = \alpha \Delta \ln K_t + (1 - \alpha) \Delta \ln h_t L_t + \Delta \ln Z_t, \quad (2)$$

где α – доля капитальных затрат в общей выручке в условиях совершенной конкуренции и максимизации прибыли. Следует отметить, что если трудовые ресурсы не корректируются на человеческий капитал, то вклад последнего фактора будет отражен в динамике СФП и приведет к ошибкам в оценке последнего показателя.

Неоклассическая производственная функция может быть формализована в виде функции Кобба – Дугласа:

$$y_t = Z_t k_t^\alpha = e^{z_t} (1 + \gamma)^t k_t^\alpha, \quad (3)$$

где y_t и k_t отражают выпуск и капитал, приходящийся на одного работника, соответственно. Переменная Z_t в соответствии с моделью (3) записывается как переменная, стационарная по тренду, которая интерпретируется как уровень технологического развития и технологический шок (z_t), который, в свою очередь, может быть представлен в виде авторегрессионного процесса.

Согласно уравнению (2) остаток модели Солоу $\Delta \ln Z_t$ включает изменения в технологическом процессе, не связанные с изменениями в капитале или трудовых ресурсах, а также повышение или снижение эффективности, не оказывающие воздействие на предельную производительность капитала или трудовых ресурсов. Таким образом, в рамках внесенных предположений динамика СФП объясняется детерминистическим трендом, который отражает технологические изменения, а также иными переменными, динамика которых связана с макроэкономическими дисбалансами и шоком предложения, например шоком условий торговли при рассмотрении открытой экономики. Если на практике предметом анализа выступает открытая экономика, то уравнение (3) должно быть модифицировано путем включения в него соответствующих детерминант.

По причине того, что, как правило, корректировка на каче-

ство капитала не производится, остатки модели должны включать меру качества капитала. В работе [8] утверждается, что отношение цен на инвестиционные товары к ценам на потребительские товары может выступать в качестве оценки качества капитала. Неотраженные данные изменений в оценке капитала будут неявно учтены в динамике СФП.

Эконометрические оценки СФП. Неоклассическая производственная функция отражает максимальный выпуск, который может быть произведен при заданной комбинации ресурсов. Однако на агрегированном уровне не может быть установлено несколько пропущенных факторов, обуславливающих невозможность достижения производственной границы. Примером таких пропущенных переменных могут выступать издержки, связанные с межотраслевым перераспределением ресурсов и распространением технологий. Эффект таких переменных должен быть включен в производственную функцию через стохастическую компоненту.

Возвращаясь к уравнению (2) и предполагая, что индекс СФП Z_t принимает форму экспоненциального тренда, получаем, что стохастическая функция для экономического роста, приходящегося на одного работника, имеет вид:

$$\Delta \ln y_t = \gamma + \alpha \Delta \ln k_t + \varepsilon_t, \quad (4)$$

где константа является оценкой среднего темпа роста СФП.

В работе [11] для обеспечения изменения темпов роста СФП был рассмотрен стохастический тренд производительности, моделируемый как структурный временной ряд, где константа и наклон тренда, определяемые марковским процессом, могут изменяться во времени. В соответствии с исследованием [6] для выделения тренда СФП из остатков модели Солоу применялось несколько альтернативных методов тренд-циклической декомпозиции, в том числе, допущение возможности переключения режимов для установления дискретных изменений в оцениваемом тренде СФП.

² Первое условие Инада означает, что все факторы нужны для производства, второе – что выпуск неограниченно растет при неограниченном росте каждого фактора.

Рассмотрение СФП как ненаблюдаемой переменной позволяет применять фильтр Калмана для оценки темпа роста и направления изменения динамики технологии на микроуровне. К эмпирическим исследованиям, использующим для анализа СФП данную методологию, можно отнести работу [17], основанную на статистических данных металлургической отрасли США, работу [5], где анализировалась статистическая информация по сельскому хозяйству в Италии. В представленных исследованиях СФП разлагалась на стохастический тренд и циклическую компоненту, что позволяло корректировать оценку СФП на величину ошибки, которая включала проциклическое смещение³. В более поздних работах темп роста СФП выражался через стохастический тренд и ряд переменных, генерирующих изменения в технологии. Так, в исследовании [2], основанном на статистических данных промышленности США, капитал и СФП рассматривались как ненаблюдаемые переменные, определяемые как совместные эндогенные процессы. Предложенный метод подразумевал спецификацию динамической модели для репрезентативной фирмы промышленности, на основе которой с использованием фильтра Калмана производилась оценка ненаблюдаемых временных рядов: капитала и СФП.

Альтернативный подход к оцениванию СФП был предложен в работе [3], где СФП рассчитывалась как остаток модели Солоу на первом шаге, а далее, на втором шаге, использовалась регрессионная зависимость СФП от ряда экзогенных переменных и лаговых значений эндогенной переменной. Следует отметить, что в данном случае некорректная оценка показателя на первом шаге может привести к искажению результатов и выводов, получаемых на втором шаге.

Модель пространства состояний для СФП. Модель пространства состояний – инструмент, позволяющий оценить динамику ненаблюдаемой переменной, входящей в систему макроэкономических уравнений.

Производственная функция в представлении модели пространства состояний формализуется следующим образом:

$$\ln(y_t) = \ln(z_t) + \alpha \ln(k_t) + (1 - \alpha) \ln(l_t) + \varepsilon_t, \quad (5)$$

где (5) – уравнение сигнала, y_t – ВВП в постоянных ценах, k_t – наблюдаемая переменная, отражающая уровень капитала в постоянных ценах, l_t – численность занятых в экономике, z_t – ненаблюдаемая переменная, характеризующая СФП, ε_t – остаток модели.

При предположении, что динамика СФП определяется рядом экзогенных переменных, уравнение состояния формализуется следующим образом:

$$A(L) \ln(z_t) = \gamma + \beta' \ln(x_t) + u_t, \quad (6)$$

где $A(L)$ – многочлен порядка q при лаговом операторе L , x_t – матрица наблюдаемых экзогенных переменных, определяющих динамику СФП, u_t – остатки модели.

Фильтр Калмана – алгоритм получения линейной проекции вектора состояния (ненаблюдаемой переменной) на основе наблюдаемых переменных, которые в соответствии с предположением о нормальном распределении позволяют записать функцию правдоподобия модели. По итогу получения функ-

ции правдоподобия коэффициенты оцениваются численными методами оптимизации. При этом сглаженная оценка вектора состояния может быть получена для полной выборки, если значения ненаблюдаемой переменной представляют интерес и имеют экономическую интерпретацию.

Эмпирические результаты

Выборка данных включала квартальные наблюдения макроэкономических показателей белорусской экономики с 2004 г. по 2017 г. (III кв.⁴). Перечень рассматриваемых в модели переменных приведен в *таблице 1*.

В целях оценки капитала применялся один из наиболее широко распространенных подходов – метод непрерывной инвентаризации. В соответствии с данным методом запас капитала определяется кумулятивными потоками инвестиций, а потребление капитала – с помощью функции износа [21]. Разница между валовым запасом капитала и потреблением соответствует чистому запасу капитала:

$$k_t = k_{t-1}(1 - \delta) + i_t, \quad (7)$$

где δ – норма амортизации (согласно предположению годовая величина данной переменной соответствует 5%), i_t – поток инвестиций, аппроксимацией значений которых

Таблица 1

Описание переменных модели

Обозначение	Описание
Y_t	ВВП в ценах 2000 г., млн. руб.
k_t	Капитал в ценах 2000 г., млн. руб.
l_t	Численность занятых в экономике, млн. чел.
z_t	СФП, ненаблюдаемая переменная
t_t	Индекс условий торговли, отношение дефлятора экспорта к дефлятору импорта
S_t	Расходы на конечное потребление государственных учреждений, в ценах 2000 г., млн. руб.
crp_t	Индекс потребительских цен, 2000 г. = 1
q_t	Индекс качества капитала, отношение дефлятора валового накопления основного капитала к дефлятору расходов на конечное потребление домашних хозяйств

Примечание. Составлено авторами.

³ Проциклическое смещение наблюдалось в случае, когда тренд и цикл имели противоположно направленную динамику и частично компенсировали друг друга.

⁴ За III кв. 2017 г. использовались оценки показателей.

выступает валовое накопление основного капитала в постоянных ценах. В целях оценки переменной k_{t-1} использовались результаты более раннего исследования [19], направленного на оценку факторов производства. В соответствии с данным исследованием отношение значения капитала к ВВП в 2004 г. составило 236%. Данный результат позволил получить запас капитала на 2004 г., который явился значением k_{t-1} переменной.

В процессе построения модели большинство переменных логарифмировалось, а также при необходимости корректировалось на сезонную компоненту.

В *таблице 2* представлены оцененные коэффициенты моделей пространства состояний, отличающиеся спецификацией уравнения состояния. Так, в расширенной модели в уравнении состояния учтены экзогенные объясняющие переменные, в то время как в ограниченной модели уравнение состояний представляет собой авторегрессию (AR-модель), где объясняющими переменными выступают лаговые значения эндогенной переменной. Выбор экзогенных переменных для расширенной модели базировался на результатах ранее проведенных эмпирических исследований, посвященных оценке производственной функции на статистических данных других стран. Начальные значения параметров задавались в соответствии с предварительными оценками модели Солоу, где СФП рассчитывалась как остаток.

Из *таблицы 2* видно, что большинство параметров расширенной модели статистически незначимы. Сопоставление значений информационных критериев расширенной модели и AR-модели позволяет сделать заключение, что со статистической точки зрения на данном шаге анализа авторегрессионная модель является наиболее приемлемой.

Последующее пошаговое удаление незначимых переменных в обеих регрессиях позволило получить модели, представленные в *таблице 3*. В целях определения наилучшей сопоставлялись значения информационных критериев.

Из *таблицы 3* видно, что наименьшие значения AIC и SBC наблюдаются именно у авторегрессионной модели.

По итогу оценки моделей, представленных в *таблице 3*, было получено значение эластичности ВВП по капиталу. Так, в соответствии с авторегрессионной моделью эластичность ВВП по капиталу была установлена на уровне 0,46, в то время как согласно

модели, учитывающей экзогенные переменные, – 0,36. Первая оценка согласуется с результатами более ранних исследований, посвященных рассмотрению аналогичных вопросов, в основе которых лежала иная методология [19; 21], в то время как оценка эластично-

Таблица 2

Результаты оценки производственной функции на эмпирических данных

Переменные модели	AR-модель		Расширенная модель	
	коэффициенты	p-значения z-статистики	коэффициенты	p-значения z-статистики
k_t	0,469	0,000	0,324	0,000
константа	0,037	0,473	-0,479	0,171
z_{t-1}	1,303	0,000	0,845	0,000
z_{t-2}	0,040	0,878	0,000	0,933
z_{t-3}	-0,412	0,082	0,000	0,698
z_{t-4}	0,038	0,790	0,000	0,992
t_t	–	–	0,023	0,426
t_{t-1}	–	–	-0,029	0,286
g_t	–	–	0,104	0,666
g_{t-1}	–	–	0,110	0,621
cri_t	–	–	-0,002	0,965
cri_{t-1}	–	–	0,029	0,585
q_t	–	–	0,010	0,683
q_{t-1}	–	–	0,013	0,549
Информационные критерии				
AIC	-6,118		-5,488	
SBC	-5,861		-4,914	

Примечание. Расчеты авторов.

Таблица 3

Результаты оценки производственной функции на эмпирических данных по итогу удаления незначимых переменных

Переменные	AR-модель		Расширенная модель	
	коэффициенты	p-значения z-статистики	коэффициенты	p-значения z-статистики
k_t	0,460	0,000	0,361	0,000
константа	0,050	0,322	-0,626	0,072
z_{t-1}	1,189	0,000	0,885	0,000
z_{t-4}	-0,229	0,000	–	–
g_t	–	–	0,225	0,020
Информационные критерии				
AIC	-6,115		-5,885	
SBC	-5,931		-5,699	

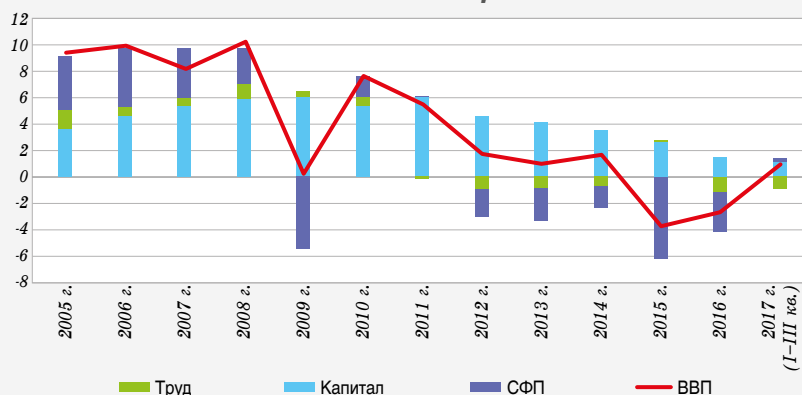
Примечание. Расчеты авторов.

сти на уровне 0,36 несколько занижена. Также значение эластичности ВВП по капиталу, равное 0,46, согласуется с результатами эмпирических исследований, проведенных на статистических данных иных стран [7]. Таким образом, в соответствии с проведенными расчетами модель пространства состояний для оценки производственной функции, где уравнение состояния формализовано в виде авторегрессионной функции, обладает лучшими статистическими характеристиками, а ее коэффициенты в большей степени соответствуют экономической теории.

Реализация на статистических данных белорусской экономики производственной функции позволила оценить динамику ненаблюдаемой переменной – совокупной факторной производительности. Полученные значения СФП явились основой для оценки вклада каждого из факторов производства в годовой прирост ВВП (рисунк 1).

Из рисунка 1 видно, что на всем анализируемом временном горизонте (2005 г. – III кв. 2017 г.) капитал вносил положительный вклад в прирост ВВП, в

Динамика вкладов каждого из факторов производства в изменение ВВП, п. п.



Примечание. Собственная разработка авторов.

Рисунок 1

то время как труд и СФП – как положительный, так и отрицательный. Так, начиная с 2011 г. изменения в показателе труда вносили отрицательный вклад в итоговый показатель. Наибольший отрицательный вклад со стороны СФП в общее изменение ВВП наблюдался в 2009 г. и 2015 г.

Полученные результаты сопоставлялись с представленными в ранее проведенном исследовании [21] (таблица 4).

По результатам рассмотрения таблицы 4 видно, что вклады факторов производства в прирост ВВП, оцененные на основе двух различных подходов, сопоставимы как по направлению, так и по величине. В соответствии с двумя подходами падение темпов экономического роста, наблюдаемое с 2010 г., а также отрицательный прирост ВВП, установленный в 2015–2016 гг., обуславливались, прежде всего, динамикой вкладов

Таблица 4

Сопоставление вкладов факторов производства в прирост ВВП, оцененных на основе различных подходов

Подход к оценке	Оценка СФП через производственную функцию, представленную в виде SSM				Расчет СФП как остаток модели Солоу				Темпы прироста ВВП
	Капитал	Труд	СФП	Остаток	Капитал	Труд		СФП	
						человеко-часы	качество		
Год									
2005	3,63	1,49	4,09	0,23	4,18	0,74	0,45	4,07	9,44
2006	4,66	0,71	4,43	0,13	4,52	0,67	0,91	3,82	9,93
2007	5,44	0,60	2,53	-0,37	3,77	0,21	0,92	3,30	8,20
2008	5,91	1,14	2,45	0,70	3,70	1,42	0,81	4,28	10,20
2009	6,07	0,40	-5,46	-0,81	2,95	0,05	0,91	-3,70	0,20
2010	5,44	0,72	1,50	0,04	3,99	1,94	0,86	0,90	7,70
2011	6,08	-0,14	0,06	-0,50	3,50	-0,34	0,42	1,93	5,50
2012	4,65	-0,94	-2,09	0,08	2,96	-1,18	0,39	-0,48	1,70
2013	4,19	-0,87	-2,44	0,12	0,55	-0,75	0,64	0,55	1,00
2014	3,60	-0,68	-1,67	0,45	1,34	-0,42	1,13	-0,35	1,70
2015	2,70	0,13	-6,18	-0,42	0,64	-0,92	1,14	-4,63	-3,77
2016	1,55	-1,12	-3,06	0,03	1,29	-0,98	0,95	-3,85	-2,60
2017 (I-III кв.)	1,4	-0,8	0,4	0,7	-	-	-	-	1,70

Примечание. Собственная разработка авторов.

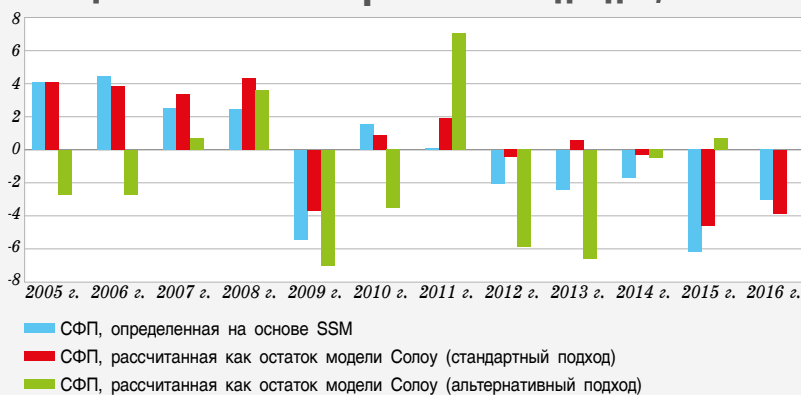
Таблица 5

Статистические характеристики показателя, отражающего вклад СФП в прирост ВВП, рассчитанного на основе различных подходов

	СФП, определенная на основе SSM	СФП, рассчитанная как остаток модели Солоу (стандартный подход)	СФП, рассчитанная как остаток модели Солоу (альтернативный подход)
Среднее значение	-0,427	0,486	-1,536
Медиана	0,055	0,727	-2,700
Максимальное значение	4,430	4,278	7,000
Минимальное значение	-6,178	-4,633	-7,000
Стандартное отклонение	3,405	3,201	4,375

Примечание. Собственная разработка авторов.

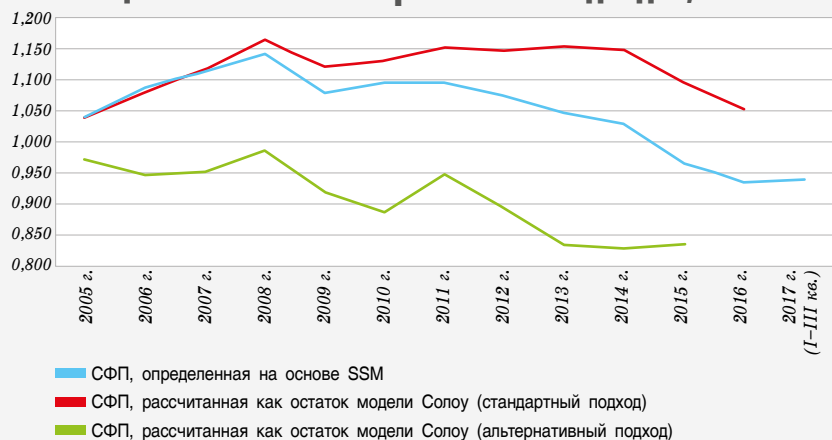
Динамика вкладов СФП в прирост ВВП, оцененных на основе различных подходов, п. п.



Примечание. Собственная разработка авторов.

Рисунок 2

Динамика индексов СФП, оцененных на основе различных подходов, п. п.



Примечание. Собственная разработка авторов.

Рисунок 3

СФП, а именно, первоначально снижением положительных вкладов данного фактора в итоговый показатель, а затем их отрицательными значениями.

Следует отметить, что согласно исследованию [21] оценка СФП как остатка модели Солоу осуществлялась в соответствии с двумя подходами: стандартным и альтернативным. Так, стандартный подход предполагал учет фактора услуг человеческого капитала (труда) в модели в натуральном выражении, в то время как альтернативный – в стоимостном. В таблице 5 представлены статистические характеристики показателя, отражающего вклад СФП в прирост ВВП, рассчитанного как остаток модели Солоу в соответствии с двумя вышеописанными подходами, а также оцененного на основе производственной функции, представленной в виде модели пространства состояний.

В соответствии со статистическими характеристиками, приведенными в таблице 5, видно, что ряд СФП, определенный на основе SSM, в большей степени соответствует динамике СФП, рассчитанной как остаток модели Солоу стандартным подходом. Однако первый показатель обладает большим стандартным отклонением и меньшим средним значением.

Сопоставимость двух вышеописанных показателей также прослеживается и в динамике (рисунок 2). Для сравнения, вклад СФП в прирост ВВП, рассчитанной как остаток модели Солоу альтернативным подходом, в ряде периодов не соответствовал по знаку вкладам, оцененным на основе двух вышеописанных методов (2005 г., 2006 г., 2010 г., 2015 г.), а также значительно превосходил их в абсолютном выражении (2011 г. – 2013 г.).

При рассмотрении кумулятивных индексов показателей (рисунок 3) также можно заметить, что динамика СФП, определенная на основе SSM, более близка к динамике аналогичного показателя, рассчитанного как остаток модели Солоу стандартным подходом, но характеризуется большим понижательным трендом. Итоговый вклад СФП в прирост ВВП за рассматриваемый временной горизонт (2005–2017 гг.) в соответствии с двумя вышеописанными

индикаторами находится около нуля.

В целом можно заключить, что полученная на основе SSM

динамика СФП сопоставима с аналогичным показателем, рассчитанным с помощью иных подходов, но при этом обладает рядом

отличительных характеристик, непротиворечащих наблюдаемым в экономике процессам.

Оценка равновесного выпуска и его разрыва

Реализация на статистических данных белорусской экономики производственной функции, представленной в виде модели пространства состояний, позволила оценить как динамику ненаблюдаемой переменной – совокупной факторной производительности, так и эластичность ВВП по факторам производства. Полученные оценки явились основой расчета потенциального выпуска.

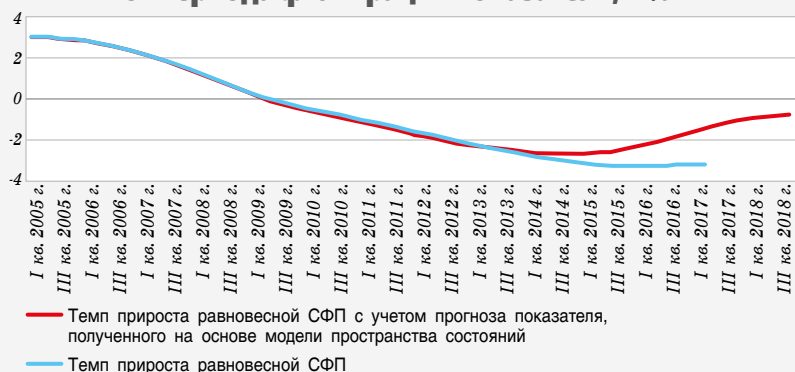
В целях определения динамики равновесного ВВП была оценена долгосрочная (равновесная) динамика каждого из факторов производства с помощью *HP*-фильтра. Следует отметить, что в целях устранения проблемы конечной точки в процессе фильтрации динамики переменных первоначально на основе оцененной модели пространства состояний был построен прогноз СФП до конца 2018 г., далее полученный ряд использовался для оценки долгосрочной динамики СФП с помощью *HP*-фильтра. На *рисунке 4* представлено сопоставление темпов прироста долгосрочной динамики СФП в зависимости от периода фильтрации временного ряда.

По итогу рассмотрения *рисунка 4* видно, что прогнозируемое восстановление темпов прироста СФП позволяет переоценить темпы прироста равновесной СФП в текущем периоде, что соответственно влияет на текущие оценки равновесного выпуска.

Полученные динамики факторов производства подставлялись в уравнение производственной функции для установления равновесной динамики выпуска (*рисунк 5*).

По итогу рассмотрения *рисунка 5* видно, что в III кв. 2017 г. происходит сокращение отрицательного разрыва ВВП. Сокращение отрицательного разрыва выпуска и достижение им значения -2,1% обуславливается восстановлением положительных темпов прироста фактического ВВП, а также ростом его потенциального уровня, близким к нулю (*рисунк 6*).

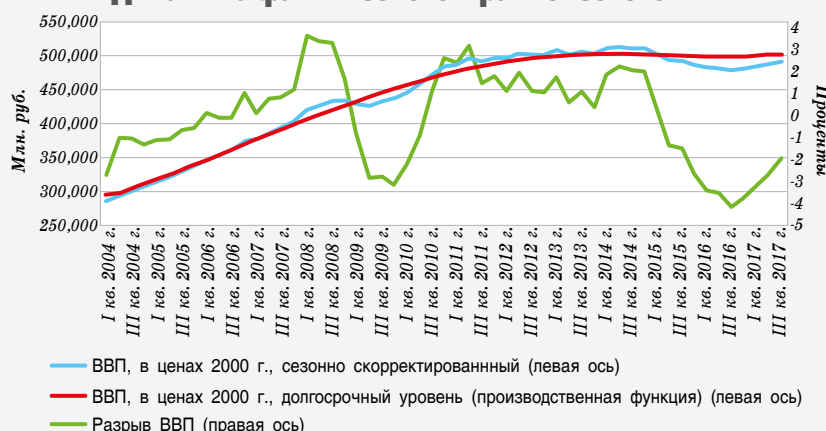
Динамика прироста равновесной СФП в зависимости от периода фильтрации показателя, в %



Примечание. Собственная разработка авторов.

Рисунок 4

Динамика фактического и равновесного ВВП



Примечание. Собственная разработка авторов.

Рисунок 5

Темпы прироста фактического и равновесного ВВП, %



Примечание. Собственная разработка авторов.

Рисунок 6

Полученные оценки темпа прироста равновесного ВВП, а также разрыва выпуска, сложившегося по итогу III кв. 2017 г., сопоставлялись с аналогичными показателями, расчет которых основывался на применении фильтра Ходрика – Прескотта к фактическому ряду ВВП (таблица 6, рисунки 7 и 8). Следует отметить, что основным недостатком фильтра Ходрика – Прескотта является проблема оценки конечной точки равновесного уровня показателя, когда при обновлении статистической информации значение последней точки в динамике анализируемого показателя может значительно изменяться. Одним из способов решения данной проблемы является построение прогноза фактического уровня показателя и учет прогнозного горизонта при осуществлении фильтрации временного ряда, что и было реализовано при применении НР-фильтра к фактическому ряду ВВП (таблица 6, рисунки 7 и 8).

По итогу рассмотрения таблицы 6 и рисунков 7 и 8 видно, что динамика как равновесного уровня ВВП, так и его разрыва, оцененная на основе производственной функции, сопоставима с динамикой аналогичных показателей, полученных по результатам применения фильтра Ходрика – Прескотта с учетом проблемы конечной точки. Для сопоставления, разрыв выпуска, полученный с помощью применения фильтра Ходрика – Прескотта без учета проблемы конечной точки в III кв. 2017 г. перешел в положительную область и был установлен на уровне 1,1%. Однако последний результат можно отнести к погрешности статистического инструментария. Аналогичная проблема не была учтена в работе [20], где отмечалось, что в первом полугодии 2017 г. должен произойти переход разрыва выпуска в положительную область.

В работе предложен альтернативный по отношению к ранее реализованным на белорусских данных подход к оценке совокупной факторной производи-

Таблица 6

Оценка равновесного ВВП и разрыва выпуска в III кв. 2017 г.

Метод	Прирост равновесного ВВП, квартал к соответствующему кварталу, в %	Разрыв выпуска, в %
Фильтр Ходрика – Прескотта с учетом проблемы последней точки ⁵	0,01	-1,28
Фильтр Ходрика – Прескотта без учета проблемы последней точки ⁶	-1,25	1,12
Производственная функция в представлении модели пространства состояний	0,46	-2,05

Примечание. Собственная разработка авторов.

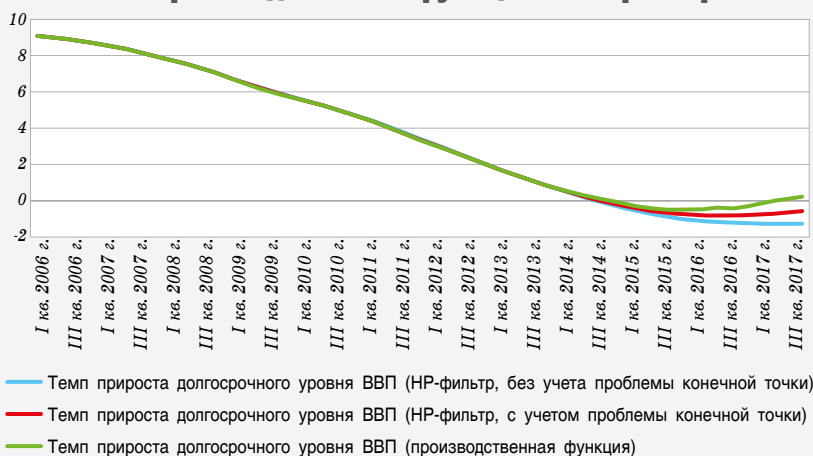
Динамика разрыва выпуска, оцененного на основе производственной функции и НР-фильтра, в %



Примечание. Собственная разработка авторов.

Рисунок 7

Динамика приростов долгосрочного ВВП, оцененного на основе производственной функции и НР-фильтра, в %



Примечание. Собственная разработка авторов.

Рисунок 8

⁵ Проблема конечной точки была решена с помощью построения прогноза для ВВП в постоянных ценах на основе векторной авторегрессионной модели, отражающей взаимосвязи между основными макроэкономическими показателями, и применения НР-фильтра к ряду с прогнозными значениями.

⁶ НР-фильтр применялся к ряду ВВП без учета прогноза показателя.

тельности – производственная функция, представленная в виде модели пространства состояний. К преимуществам такого подхода можно отнести снижение степени неопределенности, а также сокращение ряда допущений относительно динамики анализируемого показателя.

Оценка производственной функции, представленной в виде модели пространства состояний, позволила оценить как динамику ненаблюдаемой переменной – СФП, так и эластичность ВВП по факторам производства. Согласно произведенным оценкам эластичность ВВП по капиталу была установлена на уровне 0,46. В целом результаты расчетов согласу-

ются с представленными в более ранних исследованиях, посвященных рассмотрению аналогичных вопросов, в основе которых лежала иная методология.

Полученная на основе SSM динамика СФП, а также оцененные параметры производственной функции явились основой расчета потенциального уровня выпуска в экономике и его разрыва. Предложенный метод по оценке потенциального выпуска характеризуется экономической содержательностью при сопоставлении с подходом, основанным на применении фильтра Ходрика – Прескотта (HP-фильтр), а также является более простым и понятным в реализации при

сопоставлении с построением полуструктурной или структурной модели (DSGE-модели), требующей формализации основных взаимосвязей в экономике.

По результатам расчетов было установлено, что темп роста потенциального выпуска в настоящее время составляет 0,5%. Определение разрыва выпуска, основанное на оценке производственной функции, позволяет заключить, что по итогу III кв. 2017 г. его уровень остается в отрицательной области (-2,1%) и на текущий момент оказывает понижающее влияние на инфляцию.

* * *

Материал поступил 06.10.2017.

Источники:

1. Bosworth, B. *The empirics of growth: An update* / B. Bosworth, S.M. Collins // *Brookings Papers on Economic Activity*. – № 2. – 2003. – P. 103–206.
2. Chen, B. *Estimated US manufacturing capital and technology based on an estimated dynamic economic model* / B. Chen, P.A. Zadrozny // *Journal of Economic Dynamics and Control*. – № 33. – 2009. – P. 1398–1418.
3. Chumacero, R. *Chilean growth dynamics* / R. Chumacero, J.R. Fuentes // *Economic Modelling*. – № 23. – 2006. – P. 197–214.
4. Costello, D.M. *A cross-country, cross-industry comparison of productivity growth* / D.M. Costello // *Journal of Political Economy*. – № 101 (2). – 1993. – P. 207–222.
5. Esposti, R. *Modeling technical change in Italian agriculture: A latent variable approach* / R. Esposti, P. Pierani // *Agricultural Economics*. – № 22. – 2000. – P. 261–270.
6. French, M. *Estimating Changes in Trend Growth of Total Factor Productivity: Kalman and H-P Filters versus a Markov-Switching Approach* / M. French // *Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series*. – № 44. – 2001. – 39 p.
7. Gollin, D. *Getting income shares right* / D. Gollin // *Journal of Political Economy*. – № 110. – 2002. – P. 458–474.
8. Greenwood, J. *Accounting for Growth* / J. Greenwood, B. Jovanovic // *Rochester Center for Economic Research Working paper*. University of Rochester. – 2000. – P. 179–224.
9. Hall, R.E. *Why do some countries produce so much more output per worker than others?* / R.E. Hall, C. Jones // *Quarterly Journal of Economics*. – № 114 (1). – 1999. – P. 83–116.
10. Harberger, A.C. *A vision of the growth process* / A.C. Harberger // *American Economic Review*. – № 88 (1). – 1998. – P. 1–32.
11. Harvey, A.C. *Stochastic trends in dynamic regression models: An application to the employment-output equation* / A.C. Harvey, S.G.B. Henry, S. Peters, S. Wren-Lewis // *Economic Journal*. – № 96. – 1986. – P. 975–985.
12. Klenow, P. *The neoclassical revival in growth economics: Has it gone too far?* In B. Bernanke and J. Rotemberg (eds.) / P. Klenow, A. Rodriguez-Clare // *NBER Macroeconomics Annual*. – 1997. – P. 73–103.
13. Kruk, D. *Belarusian Economic Growth Decomposition* / D. Kruk, K. Bornukova // *BEROC Working Paper*. – № 24. – 2014. – 39 p.
14. Lucas, R.E. *On the mechanics of economic development* / R.E. Lucas // *Journal of Monetary Economics*. – № 22 (1). – 1988. – P. 3–42.
15. Prescott, E.C. *Needed: A Theory of Total Factor Productivity* / E.C. Prescott // *Federal Reserve Bank of Minneapolis. Research Department Staff Report*. – № 242. – 1997. – 52 p.
16. Romer, P. *Endogenous technological change* / P. Romer // *Journal of Political Economy*. – № 98 (5, Part 2). – 1990. – P. 71–102.
17. Slade, M.E. *Modeling stochastic and cyclical components of technical change: An application of the Kalman filter* / M.E. Slade // *Journal of Econometrics*. – № 41. – 1989. – P. 363–383.
18. Solow, R. *Technical change and the aggregate production function* / R. Solow // *Review of Economics and Statistics*. – № 39. – 1957. – P. 312–320.
19. Демиденко, М. *Экономический рост в Республике Беларусь: факторы и оценка равновесия* / М. Демиденко, А. Кузнецов // *Исследования банка*. – № 3. – 2012. – 62 с.
20. Крук, Д. *Монетарная политика и финансовая стабильность в Беларуси: состояния, вызовы, перспективы* / Д. Крук // *BEROC Policy Paper Series*. – № 43. – 2017. – 11 с.
21. Мирончик, Н. *Анализ факторов экономического роста в Республике Беларусь на основе производственной функции* / Н. Мирончик, С. Судник, Е. Качерская // *Исследования банка*. – № 9. – 2016. – 55 с.